

ZRÓŻNICOWANIE ROZKŁADÓW DOCHODÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH ROLNIKÓW W POLSCE WEDŁUG REGIONÓW

ALINA JĘDRZEJCZAK
DOROTA PEKASIEWICZ

Abstrakt

Badania dochodów gospodarstw domowych są istotne zarówno z punktu widzenia analiz zmian w czasie, jak i porównań rozkładów w różnych regionach geograficznych, grupach społecznych czy typach gospodarstw. W pracy przedstawione są wyniki badań rozkładów dochodów w grupie gospodarstw domowych rolników w makroregionach w Polsce. Pozwalają one sformułować wnioski dotyczące wielkości dochodów, ich nierównomierności, poziomu ubóstwa czy bogactwa w poszczególnych regionach oraz dokonać analizy porównawczej. Do analiz wykorzystano miary statystyczne takie jak indeks Giniego i wskaźnik maksymalnego wyrównania oraz wybrane miary ubóstwa i bogactwa. Miary te oszacowano na podstawie danych indywidualnych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych w roku 2015 prowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny. Wyniki badań wykazały, że największym zróżnicowaniem dochodów charakteryzują się gospodarstwa domowe rolników regionu północnego. Jednocześnie w tym regionie zaobserwowano najwyższy odsetek gospodarstw uznawanych za zamożne. Najniższy współczynnik nierówności Giniego występuje natomiast w regionie południowo-zachodnim, w którym nie zaobserwowano gospodarstw o dochodach wyższych niż granica bogactwa.

Słowa kluczowe: gospodarstwo domowe rolników, region, nierówności dochodowe, ubóstwo, bogactwo.

Kody JEL: C13, C16, D31, Q19.

Wprowadzenie

Powszechnie wiadomo, że wysoka nierówność dochodów może mieć szereg niepożądanych konsekwencji politycznych i społecznych, takich jak ubóstwo i polaryzacja poszczególnych grup ludności i regionów. Wysoki poziom nierówności dochodowych jest także sprzeczny ze społecznymi komponentami idei zrównoważonego rozwoju, która została zapoczątkowana przez Strategię Lizbońską i jest kontynuowana przez Strategię Zrównoważonego Rozwoju oraz strategię „Europa 2020”. Można zauważyć, że wśród krajów najbardziej rozwiniętych rolniczo najwyższy stopień zrównoważenia rozwoju obserwuje się tam, gdzie stopień nierówności dochodowych jest relatywnie niski (por. Kryszak, 2016).

Zróżnicowanie regionalne Polski utrzymuje się od wieku XIX, gdy na jej ziemiach wykształciły się trzy różne systemy gospodarcze (Kukuła (red.), 2010). Na zróżnicowanie to miała wpływ różnorodność warunków przyrodniczych, organizacyjno-ekonomicznych oraz środowiskowych (Kopiński i Matyka, 2016). Specyfika rozkładu dochodów gospodarstw domowych rolników w poszczególnych regionach ma ścisły związek z tzw. kulturą rolną wynikającą m.in. z odmiennych struktur obszarowych gospodarstw, jakości gleb, klimatu czy zaawansowania technicznego. Obecnie czynniki organizacyjno-ekonomiczne wydają się mieć większy wpływ na zróżnicowanie terytorialne produkcji rolnej niż warunki przyrodnicze. Do województw, w których rolnictwo osiąga wysokie efekty produkcyjno-ekonomiczne, należy województwo wielkopolskie z regionu zachodniopomorskiego oraz kujawsko-pomorskie z makroregionu północnego. W regionach tych przemiany strukturalne i procesy dostosowawcze prowadzące do koncentracji i specjalizacji produkcji rolnej dokonują się szybciej i sprawniej niż w innych częściach kraju (Michna, 2005). Istotny wpływ na rozkład dochodów i jego zróżnicowanie może mieć także liczba wielkoobszarowych gospodarstw rolnych. Regionem charakteryzującym się dużą liczbą takich gospodarstw jest makroregion północno-zachodni, w przeciwieństwie do regionów centralnego i południowego.

Problematyce rozkładu dochodów w rolnictwie poświęconych jest wiele prac, m.in.: Grzelak (2016), Kukuła (red.) (2010), Luty (2016), Marcysiak i Marcysiak (2014), Średzińska (2017), Wołoszyn i Wysocki (2014), Zegar (2008). Rezultaty badań sytuacji dochodowej rolników w latach 2006-2014 przedstawione zostały w pracy Jędrzejczak i Pekasiewicz (2017). Z przeprowadzonych przez Autorki analiz wynika, że w tym okresie odsetek gospodarstw zagrożonych ubóstwem był wysoki (od 25,55 do 28,18%), a jednocześnie charakteryzowały się one najwyższym odsetkiem gospodarstw osiągających dochody ekwiwalentne powyżej granicy bogactwa (od 6,62 do 9,75%). Sytuację tę potwierdziły bardzo wysokie wartości indeksów nierówności Giniego i Zengi odpowiednio $G = 0,475$ i $Z = 0,586$. Ogromna była też dysproporcja dochodów między skrajnymi częściami rozkładu.

Specyfika działalności gospodarczej, jaką jest rolnictwo, pozwala przypuszczać, że nierównomierność rozkładu dochodów gospodarstw domowych rolników jest ściśle związana z regionem Polski, dlatego celem niniejszej pracy jest ocena zróżnicowania rozkładu dochodów gospodarstw domowych rolników w Polsce w układzie regionalnym. Rozważano sześć makroregionów (NUTS1): centralny, połu-

dniowy, wschodni, północno-zachodni, południowo-zachodni i północny. Do analizy wykorzystano statystyczne miary nierówności, ubóstwa i bogactwa, prezentowane m.in. w pracach Jędrzejczak (2011), Kota (2008), Silbera (red.) (1999). Ich zastosowanie pozwoliło określić regiony o najlepszej i najgorszej sytuacji dochodowej rolników w roku 2015.

Kategorią dochodu, która stanowi przedmiot przeprowadzonej analizy, jest tzw. dochód rozporządzalny. Według definicji przyjętej przez GUS (2016, s. 18-19):

Dochód rozporządzalny jest to suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych płacone przez płatnika w imieniu podatnika (od dochodów z pracy najemnej oraz od niektórych świadczeń z ubezpieczenia społecznego i świadczeń pomocy społecznej), o podatki od dochodów i własności płacone przez osoby pracujące na własny rachunek, w tym przedstawicieli wolnych zawodów i osób użytkujących gospodarstwo indywidualne w rolnictwie oraz o składki na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne. W skład dochodu rozporządzalnego wchodzi dochody pieniężne i niepieniężne, w tym spożycie naturalne (towary i usługi konsumpcyjne pobrane na potrzeby gospodarstwa domowego z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie bądź działalności gospodarczej na własny rachunek) oraz towary i usługi otrzymane nieodpłatnie. Dochód rozporządzalny przeznaczony jest na wydatki oraz przyrost oszczędności.

W celu uwzględnienia wpływu na koszty utrzymania gospodarstwa domowego czynnika demograficznego w badaniu przekształcono kategorię dochodu rozporządzalnego gospodarstwa domowego w tzw. dochód ekwiwalentny.

Część pierwsza pracy poświęcona jest prezentacji wybranych narzędzi statystycznej analizy nierównomierności rozkładu dochodów, które wykorzystane będą w dalszych częściach pracy. W części drugiej rozkłady dochodów gospodarstw domowych rolników porównane są z rozkładami dochodów obserwowanymi w pozostałych grupach społeczno-ekonomicznych. Kolejna część poświęcona jest analizie terytorialnego zróżnicowania rozkładu dochodów w grupie gospodarstw domowych rolników. Uwzględnione zostały zarówno miary nierówności dochodów, jak i poziomy ubóstwa, bogactwa, zagrożenie ubóstwem, intensywność oraz głębokość ubóstwa w poszczególnych regionach Polski. Do oceny nierówności wykorzystano współczynnik Giniego i współczynnik maksymalnego wyrównania, zaś w badaniach ubóstwa m.in. wskaźnik zagrożenia ubóstwem i wskaźnik luki dochodowej. Źródłem danych były dochody gospodarstw pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonego przez GUS w 2015 roku.

Metodyka badań

Nierówność dochodowa to stopień zróżnicowania w zarobkach osób, gospodarstw domowych lub wyróżnionych w populacji grup. Spośród miar nierówności największe znaczenie mają współczynniki Giniego (1912) i Zengi (1990, 2007). Współczynnik koncentracji Giniego jest najpowszechniej stosowaną miarą nierówności dochodów oznaczonych jako Y , głównie z powodu jego jasnej interpretacji ekonomicznej.

Indeks nierównomierności Giniego oparty na krzywej Lorenza definiuje się następująco:

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp \quad (1)$$

gdzie: $p = F(y)$ i F jest dystrybuantą rozkładu dochodów, natomiast $L(p)$ jest funkcją Lorenza określoną wzorem:

$$L(p) = \mu^{-1} \int_0^p F^{-1}(t) dt \quad (2)$$

przy czym: μ oznacza wartość oczekiwaną zmiennej losowej Y , natomiast F^{-1} jest funkcją odwrotną do dystrybuanty F . Współczynnik Giniego może być interpretowany w kategoriach średniej korzyści, jaką mogłyby osiągnąć gospodarstwa domowe, gdyby miały wybór pomiędzy własnym dochodem a innym losowo wybranym dochodem z badanej populacji.

Zastosowanie powyższych wzorów wymaga znajomości teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa opisującego dochody gospodarstw domowych. W praktyce najczęściej wartości indeksu Giniego szacuje się w oparciu o dane empiryczne pochodzące z badań reprezentacyjnych. Jednym z estymatorów indeksu Giniego jest statystyka zaproponowana przez Fei, Ranis i Kuo (1978) w postaci:

$$\hat{G} = \frac{2 \sum_{i=1}^n (w_i y_{(i)} \sum_{j=1}^i w_j) - \sum_{i=1}^n w_i y_{(i)}}{(\sum_{i=1}^n w_i) \sum_{i=1}^n w_i y_{(i)}} - 1 \quad (3)$$

gdzie: $y_{(i)}$ jest dochodem i -tego gospodarstwa domowego pochodzącego z n -elementowej próby uporządkowanej w sposób rosnący, w_i jest wagą i -tej jednostki, natomiast $\sum_{j=1}^i w_j$ jest rangą i -tej jednostki.

Wzór (3) może być stosowany do danych pochodzących z prób losowych, jakimi są m.in. wykorzystywane w artykule próby z badania Budżetów Gospodarstw Domowych, w których dla każdej obserwacji dostępna jest informacja o wadze wynikającej z przyjętego schematu losowania. Wagi te pozwalają na uwzględnienie w procedurach estymacji nierównych prawdopodobieństw wyboru oraz wskaźników braków odpowiedzi.

Inną miarą stosowaną w analizach nierównomierności dochodów jest wskaźnik maksymalnego wyrównania, znany jako indeks Schutza lub Pietry:

$$\hat{E} = \sum_{j \in I} 100(S_j - 0,1) \quad (4)$$

gdzie: $I = \{1, 2, \dots, 10\}$, $S_j > 0,1$ oraz $S_j = \frac{\sum_{i \in GD_j} w_i y_i}{\sum_{i=1}^n w_i y_i}$, czyli określa udział dochodów

gospodarstw domowych należących do j -tej grupy decylowej GD_j w sumie dochodów wszystkich badanych gospodarstw domowych.

Wskaźnik maksymalnego wyrównywania wskazuje, jaki procent sumy dochodów wszystkich badanych gospodarstw domowych powinien być transferowany z grup decylowych posiadających więcej niż 10% sumy dochodów do grup decylowych, których udział w sumie dochodów jest mniejszy niż 10%, aby uzyskać całkowitą równomierność rozkładu dochodów gospodarstw domowych.

Poziom nierównomierności rozkładu dochodów jest silnie powiązany z poziomem ubóstwa materialnego. Od publikacji artykułu Sena (1976) opracowano wiele wskaźników ubóstwa, ale w praktyce najczęściej wykorzystuje się miary należące do tzw. klasy FGT (Foster–Greer–Thorbecke), które obejmują trzy najważniejsze aspekty tego zjawiska: jego częstość, głębokość oraz natężenie (por. Panek, 2011). Najbardziej popularną miarą ubóstwa jest wskaźnik zagrożenia ubóstwem, zwany również stopą ubóstwa. Określa on udział gospodarstw domowych, których ekwiwalentny dochód jest poniżej granicy ubóstwa:

$$W_p = \frac{n_p}{n} \quad (5)$$

gdzie: n_p jest liczbą gospodarstw ubogich (o dochodach niższych niż granica ubóstwa), zaś n – liczbą wszystkich gospodarstw.

Jako granicę ubóstwa najczęściej przyjmuje się 60% mediany dochodów ekwiwalentnych w danym kraju – takie podejście stosuje m.in. Eurostat w badaniu EU-SILC. W Polsce GUS stosuje także inną relatywną granicę ubóstwa – 50% wartości średniej dochodów ekwiwalentnych. W przeprowadzonych badaniach, których wyniki zaprezentowane są w pracy, przyjęto jako granicę ubóstwa $y_p^* = 0,6Me$, gdzie Me oznacza medianę dochodów ekwiwalentnych.

Do oszacowania wskaźnika zagrożenia ubóstwem na podstawie n -elementowej próby losowej wykorzystuje się następujący estymator:

$$\widehat{W}_p = \frac{\sum_{i=1}^n I_i w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (6)$$

gdzie: I_i jest indykatorem przyjmującym wartość 1, gdy i -te gospodarstwo ma dochód ekwiwalentny poniżej granicy ubóstwa oraz 0 w przeciwnym przypadku.

Drugim z popularnych mierników to indeks luki dochodowej, który mierzy dystans między dochodami ekwiwalentnymi ubogich gospodarstw domowych a granicą ubóstwa, a tym samym określa, jak bardzo ubogie są gospodarstwa domowe należące do grupy ubogich. Wskaźnik ten rejestruje więc średni zagregowany dochód w stosunku do granicy ubóstwa w całej populacji. Uzyskuje się go przez zsumowanie luk dochodowych wszystkich ubogich jednostek ekonomicznych i podzielenie ich przez wielkość populacji:

$$PG = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_p} \frac{y_p^* - y_i}{y_p^*} \quad (7)$$

gdzie: y_i oznacza dochód ekwiwalentny i -tego gospodarstwa domowego, y_p^* – granicę ubóstwa, zaś n_p – liczebność podpopulacji gospodarstw ubogich oraz n – liczbę wszystkich gospodarstw.

Zastępując liczbę gospodarstw domowych n liczbą ubogich n_p we wzorze (7), otrzymujemy alternatywny wskaźnik luki dochodowej ubogich w postaci:

$$PG_p = \frac{1}{n_p} \sum_{i=1}^{n_p} \frac{y_p^* - y_i}{y_p^*} \quad (8)$$

Obydwa indeksy łączy zależność: $PG = PG_p \cdot W_p$.

Przy oszacowaniu indeksów luki dochodowej na podstawie próby losowej, podobnie jak w przypadku wskaźnika zagrożenia ubóstwem, uwzględnimy wagi schematu losowania w_i posłużymy się estymatorami:

$$\widehat{PG} = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} ((y_p^* - y_i) / y_p^*) w_i}{\sum_{i=1}^{n_p} w_i} \quad (9)$$

oraz

$$\widehat{PG}_p = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} ((y_p^* - y_i) / y_p^*) w_i}{\sum_{i=1}^{n_p} w_i} \quad (10)$$

Indeksy (8) i (10) pomnożone przez przyjętą granicę ubóstwa można interpretować jako minimalną kwotę, która musiałaby być przekazana ubogim, aby zjawisko ubóstwa było zlikwidowane.

Wskaźnikiem oceniającym dotkliwość ubóstwa jest indeks wykorzystujący kwadraty luk dochodowych dla wszystkich gospodarstw domowych ubogich określony wzorem:

$$PS_p = \frac{1}{n_p} \sum_{i=1}^{n_p} \left(\frac{y_p^* - y_i}{y_p^*} \right)^2 \quad (11)$$

Uwzględnia on nie tylko dystans dzielący osoby ubogie od granicy ubóstwa, ale także nierówność wśród osób ubogich. Oznacza to, że większe wagi są przypisywane tym gospodarstwom domowym, których dochody bardziej odbiegają od granicy ubóstwa. Estymator wskaźnika (11) otrzymujemy analogicznie jak w przypadku wskaźnika luki dochodowej, uwzględniając kwadraty odchyleń od progu ubóstwa (por. wzór (10)).

W badaniach dotyczących zamożności społeczeństwa wykorzystuje się wskaźnik bogactwa, określający udział gospodarstw domowych, których ekwiwalentny dochód jest powyżej granicy bogactwa, ustalonej w różny sposób, m.in. jako wartość trzykrotnej mediany dochodu ekwiwalentnego. Wskaźnik ten przyjmuje postać:

$$W_r = \frac{n_r}{n} \quad (12)$$

gdzie: n_r – liczba gospodarstw bogatych (o dochodach wyższych niż granica bogactwa), n – liczba wszystkich gospodarstw.

Stosując ideę wykorzystywaną do konstrukcji indeksu luki dochodowej, można określić także miarę głębokości bogactwa, która oparta jest na dystansie, jaki dzieli gospodarstwa domowe, które znalazły się w grupie zamożności, od arbitralnie przyjętego progno bogactwa:

$$\widehat{RG}_r = \frac{\sum_{i=1}^{n_r} ((y_i - y_r^*) / y_r^*) w_i}{\sum_{i=1}^{n_r} w_i} \quad (13)$$

gdzie: y_r^* oznacza granicę bogactwa.

Inne miary ubóstwa i wykluczenia społecznego prezentowane są m.in. w pracach Rusnak (2011) i Panka (2011).

Analiza porównawcza dochodów grupy rolników z dochodami w pozostałych grupach społeczno-ekonomicznych

Analiza empiryczna, której wyniki przedstawione zostały w artykule, oparta została na próbie losowej pochodzącej z badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w roku 2015. Jako gospodarstwa domowe rolników przyjmuje się te gospodarstwa, których wyłącznym lub głównym źródłem utrzymania jest dochód z użytkowanego gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie, a dodatkowym źródłem utrzymania może być emerytura, renta lub inne źródło niezarobkowe, praca najemna, praca na własny rachunek bądź wykonywanie wolnego zawodu. Oznacza to, że dochód uzyskiwany ze źródeł dodatkowych jest niższy od dochodów uzyskiwanych z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie. Do obliczeń wykorzystano dane mikro, czyli dane na poziomie jednostkowym.

Badania budżetów gospodarstw domowych są podstawowym źródłem informacji o dochodach, wydatkach, spożyciu oraz o innych aspektach warunków życia określonych grup ludności. Pozwalają one na analizę wpływu różnych czynników na kształtowanie się poziomu i zróżnicowania dochodów podstawowych grup gospodarstw domowych. Badanie to prowadzone jest metodą reprezentacyjną, która daje możliwość uogólnienia, z określonym błędem, uzyskanych wyników na wszystkie gospodarstwa domowe w Polsce. Jednostką obserwacji jest gospodarstwo domowe jedno- lub wieloosobowe. Całkowita liczebność próby otrzymanej w wyniku badania budżetów gospodarstw domowych wynosiła 37 148. Stanowi to około 0,3% ogólnej liczby gospodarstw domowych w Polsce.

W celu wylosowania próby stosowano schemat losowania dwustopniowego, warstwowego z różnymi prawdopodobieństwami wyboru na I stopniu. Jednostkami losowania pierwszego stopnia (jps) były terenowe punkty badań, zaś jednostkami losowania drugiego stopnia (jds) były mieszkania. Jps zostały powarstwowane według 6 klas miejscowości, przy czym duże miasta stanowiły odrębne warstwy. Małe miasta i tereny wiejskie zostały powarstwowane według podregionów (NTS 3). Łącznie utworzono 191 warstw, w tym 58 wiejskich. Jednostki pierwszego stopnia losowane były oddzielnie w każdej warstwie, z wykorzystaniem doboru systematycznego po uprzednim losowym uporządkowaniu (tzw. schemat Hartleya–Rao).

W 2015 roku w badaniu budżetów gospodarstw domowych wykorzystywane były dwie podpróbki liczące po 783 jps. Na drugim stopniu losowania od 1993 roku stosowana była rotacja miesięczna.

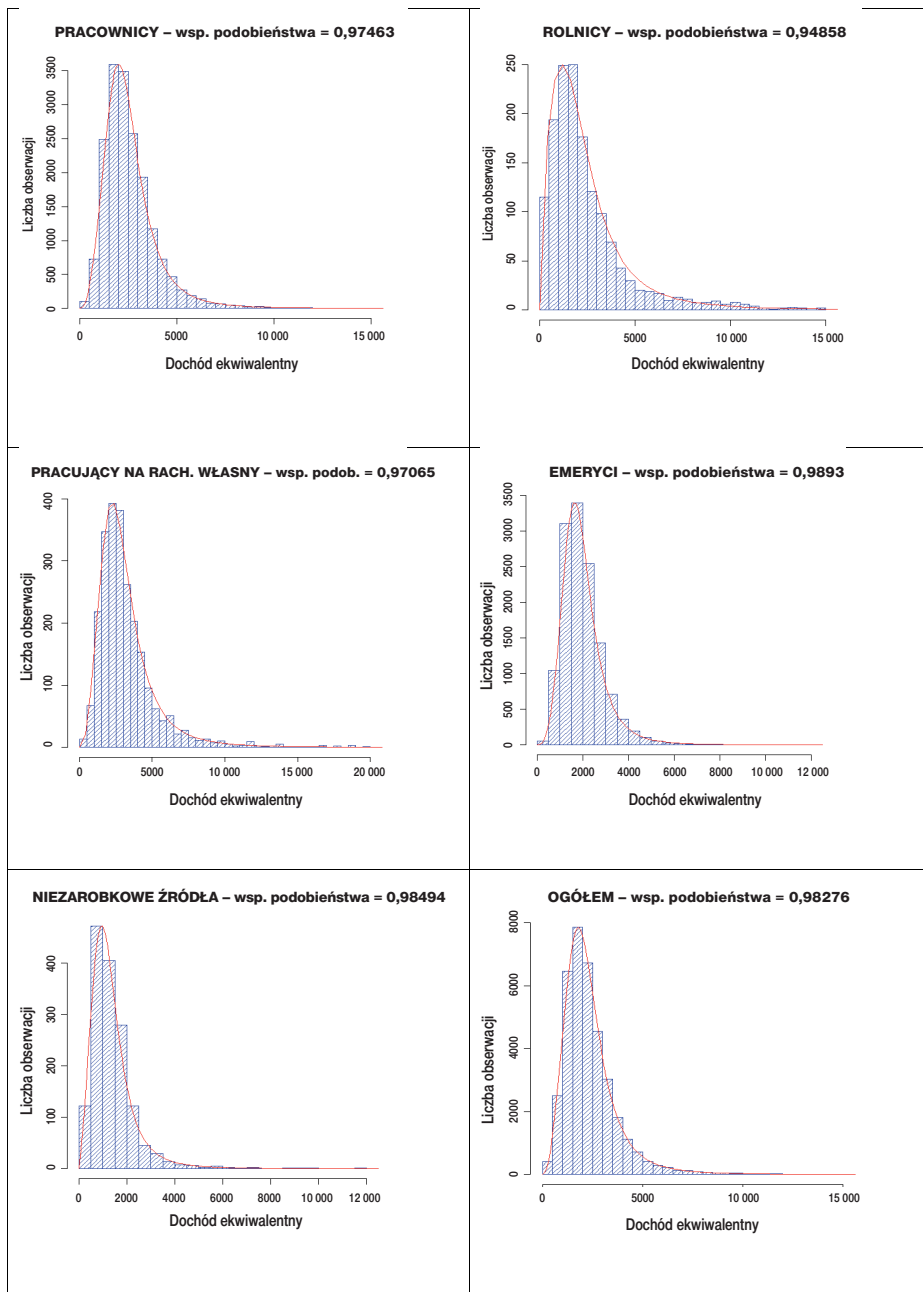
Przy wyborze schematu losowania próby kierowano się założeniem, aby wylosowana próba była próbą automatycznie wyważoną. Oznacza to, że każde gospodarstwo domowe powinno mieć w przybliżeniu jednakowe prawdopodobieństwo wyboru. W związku z tym przyjęto, że lokalizacja jps między warstwami będzie proporcjonalna do szacunkowej liczby mieszkań w warstwie. Jednocześnie jednostki pierwszego stopnia losowane były z prawdopodobieństwami proporcjonalnymi do szacunkowej liczby jds w terenowym punkcie badań, zaś z każdego terenowego punktu badań losowana jest taka sama liczba mieszkań (24).

Co bardzo istotne z punktu widzenia niniejszego badania, począwszy od 2005 roku, dla uzyskania lepszej precyzji ocen dotyczących gospodarstw domowych rolników, liczba wiejskich terenowych punktów badań wzrosła o około 50%. Dodatkowo wylosowano próbę 108 punktów badań na obszarach wiejskich, które zostały rozdzielone proporcjonalnie do liczby mieszkań w warstwach wiejskich. Na skutek nieprzystąpienia do badania części gospodarstw zamieszkałych w wylosowanych mieszkaniach struktura próby zbadanej ze względu na cechy społeczno-demograficzne gospodarstw różni się od struktury próby wylosowanej. W związku z tym wyniki badania zostały przeważone danymi o strukturze gospodarstw domowych według liczby osób w podziale na miasto i wieś, pochodzącymi z Narodowego Spisu Powszechnego z 2011 roku. W zbiorze danych obok informacji o podstawowych kategoriach dochodów i wydatków gospodarstw domowych znajdują się także wagi, określane jako tzw. mnożniki, które wykorzystywane są w procesie estymacji.

Na pierwszym etapie badania przeprowadzona została analiza porównawcza rozkładu dochodu gospodarstw domowych rolników z rozkładami w innych grupach społeczno-ekonomicznych.

Rozkłady dochodów są najczęściej jednomodalne i charakteryzują się prawostronną asymetrią oraz dodatnią kurtozą. Rozkładem teoretycznym, który dobrze modeluje rozkłady dochodów, jest rozkład Daguma, należący do rodziny krzywych Burra III typu (Kleiber i Kotz, 2003). Dopasowanie do rozkładu Daguma rozkładów dochodów ekwiwalentnych (za skalę ekwiwalentności przyjęto skalę OECD opartą na pierwiastku kwadratowym z liczby osób w gospodarstwie) w poszczególnych grupach społeczno-ekonomicznych w 2015 roku przedstawia rysunek 1. Wartość współczynnika podobieństwa (określonego na podstawie porównania liczebności empirycznych i teoretycznych dla tego samego przedziału dochodu) wskazuje na bardzo dobre dopasowanie rozkładów empirycznych do teoretycznych rozkładów Daguma.

Obliczone podstawowe charakterystyki liczbowe rozkładów dochodów w Polsce i wyróżnionych grupach społeczno-ekonomicznych zaprezentowano w tabeli 1. Wyznaczona mediana dochodów polskich gospodarstw domowych pozwoliła określić próg ubóstwa (0,6 mediany): $y_p^* = 1249,53$ zł oraz próg bogactwa (przyjęty jako trzykrotność mediany): $y_r^* = 6247,673$ zł. Wykorzystując te wartości, obliczono miary ubóstwa i bogactwa określone wzorami (6), (9)-(13) oraz stopień nierównomierności dochodów w poszczególnych grupach (por. tab. 2).



Rys. 1. Rozkłady dochodów ekwiwalentnych dla grup społeczno-ekonomicznych w roku 2015 i ich aproksymacja za pomocą modelu Daguma typu I.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1

Charakterystyki statystyczne empirycznych rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w roku 2015 według grup społeczno-ekonomicznych

Grupa społeczno-ekonomiczna	Liczba gosp.	Min. (w zł)	Max. (w zł)	Mediana (w zł)	Średnia (w zł)	Odchylenie standardowe (w zł)
Pracownicy	18 279	6,67	69 047,65	2 336,28	2 646,76	1 661,10
Rolnicy	1 509	6,72	105 846,64	1 862,00	2 745,14	4 083,79
Pracujący na własny rachunek	2 445	13,34	37 296,77	2 729,43	3 348,28	2 527,94
Emeryci i renciści	13 101	1,77	15 556,35	1 839,00	2 010,19	946,47
Niezarobkowe źródła	1 526	23,09	20 859,65	1 212,00	1 463,40	1 286,08
Ogółem	36 860	1,77	105 846,64	2 097,68	2 425,31	1 731,37

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2

Oszacowania miar nierówności, bogactwa i ubóstwa według grup społeczno-ekonomicznych

Grupa społeczno-ekonomiczna	\hat{G}	\hat{E}	\hat{W}_p	\hat{PG}	\hat{PG}_p	\hat{PS}_p	\hat{W}_r	\hat{RG}_r
Pracownicy	0,245	19,468	0,100	0,022	0,219	0,086	0,024	0,451
Rolnicy	0,460	33,880	0,294	0,120	0,408	0,237	0,077	0,848
Pracujący na własny rachunek	0,296	22,609	0,065	0,016	0,245	0,110	0,075	0,039
Emeryci i renciści	0,215	16,888	0,184	0,038	0,204	0,066	0,004	0,254
Niezarobkowe źródła	0,306	24,171	0,527	0,188	0,356	0,181	0,012	0,558
Ogółem	0,266	20,785	0,153	0,038	0,248	0,103	0,022	0,515

Źródło: obliczenia własne.

Analizując wyniki zawarte w tabeli 1, należy zauważyć znaczne rozbieżności między średnimi dochodami gospodarstw domowych rolników a medianą tych dochodów. Średni dochód jest zdecydowanie wyższy, co świadczy o silnej dodatniej asymetrii rozkładu spowodowanej występowaniem ekstremalnie wysokich obserwacji. Mediana dochodów, będąc bardziej adekwatną miarą średniego poziomu tego zjawiska, pokazuje, że grupa rolników ma dochody poniżej średniej obserwowanej dla całego kraju. Zauważmy także, że gospodarstwa rolników stanowią grupę najbardziej zróżnicowaną pod względem dochodu spośród pięciu wyróżnionych grup społeczno-ekonomicznych. Świadczy o tym zarówno rozstęp (różnica między maksymalnym i minimalnym dochodem gospodarstwa), jak i odchylenie standardowe. Obliczone miary nierówności – współczynniki Giniego i wskaźniki mak-

symalnego wyrównania (por. tab. 2) – potwierdzają, że grupa gospodarstw rolników jest grupą społeczno-ekonomiczną o największych nierównościach dochodowych. Aż 1/3 całkowitego dochodu tej grupy musiałaby być transferowana od grup bogatszych do biedniejszych, aby dochód był równomiernie rozłożony pomiędzy wszystkie gospodarstwa domowe ($\hat{E} = 33,88\%$). Gospodarstwa domowe rolników są także silnie spolaryzowane – odsetek gospodarstw ubogich jest wysoki (29%) i jednocześnie w grupie tej odsetek gospodarstw uznawanych za bogate jest najwyższy (7,7%), a indeksy określające intensywność i dotkliwość ubóstwa przyjmują największe wartości. Dochody rozporządzalne gospodarstw rolników na tle innych grup społeczno-ekonomicznych w Polsce w latach 2003-2014 analizowane były także w pracy Grzelak (2016).

Analiza dochodów grupy rolników w ujęciu regionalnym

Rozkłady dochodów gospodarstw rolników analizowano w makroregionach Polski: centralnym, południowym, wschodnim, północno-zachodnim, południowo-zachodnim i północnym. Poszczególne regiony charakteryzują się swoistymi cechami, pobudzającymi lub hamującymi rozwój rolnictwa, co ma wpływ także na dochody gospodarstw rolnych.

Gospodarstwa rolników z regionu północnego i północno-zachodniego osiągały najwyższe dochody (średnie były równe, odpowiednio 3147,58 i 3084,99 zł, a mediany 1953,14 oraz 2107,18 zł), natomiast region południowy charakteryzował się najniższymi dochodami (średnia – 2073,95 zł, mediana 1566,24 zł) i zdecydowanie niższymi niż cała grupa społeczno-ekonomiczna rolników. Na takie wyniki wpływ mają różne warunki przyrodnicze, organizacyjno-ekonomiczne, środowiskowe (Kopiński i Matyka, 2016), w szczególności różna struktura obszarowa gospodarstw, jakość gleb i zaawansowanie techniczne. W regionie północno-zachodnim zaobserwowano również największe zróżnicowanie dochodów (odchylenie standardowe 5714,97 zł). Zbyt małe próby dla regionów, uzyskane w oparciu o próbę 1509 gospodarstw rolników, nie pozwoliły na oszacowanie parametrów i dopasowanie do rozkładu Daguma.

W tabeli 3 przedstawione zostały wartości miar określające poziom nierówności, ubóstwa i bogactwa, analogiczne jak w tabeli 2, przy czym pominięto wskaźnik maksymalnego wyrównania, ze względu na zbyt mało liczne próby. W makroregionie południowo-zachodnim w próbie nie pojawiły się gospodarstwa o dochodach wyższych niż granica bogactwa, co nie pozwoliło określić poziomu zamożności w tym regionie.

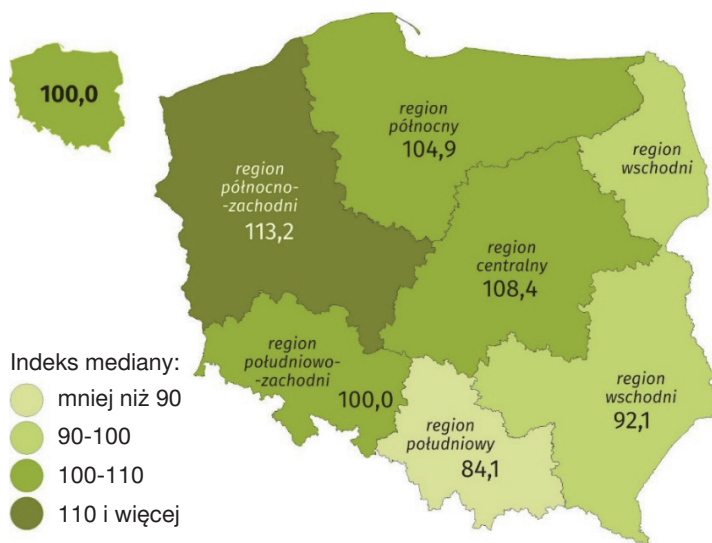
Tabela 3

Oszacowania miar nierówności, bogactwa i ubóstwa dla gospodarstw rolników według makroregionów

Region	\hat{G}	\hat{W}_p	$\hat{P}G$	$\hat{P}G_p$	$\hat{P}S_p$	\hat{W}_r	$\hat{R}G_r$
Centralny	0,416	0,229	0,093	0,405	0,221	0,078	0,603
Południowy	0,393	0,398	0,137	0,344	0,171	0,038	0,434
Wschodni	0,484	0,359	0,149	0,414	0,248	0,079	0,842
Północno-zach.	0,477	0,246	0,097	0,392	0,225	0,084	1,062
Południowo-zach.	0,338	0,282	0,144	0,510	0,336	-	-
Północny	0,491	0,267	0,111	0,416	0,248	0,100	1,036
Ogółem	0,460	0,294	0,120	0,408	0,237	0,077	0,842

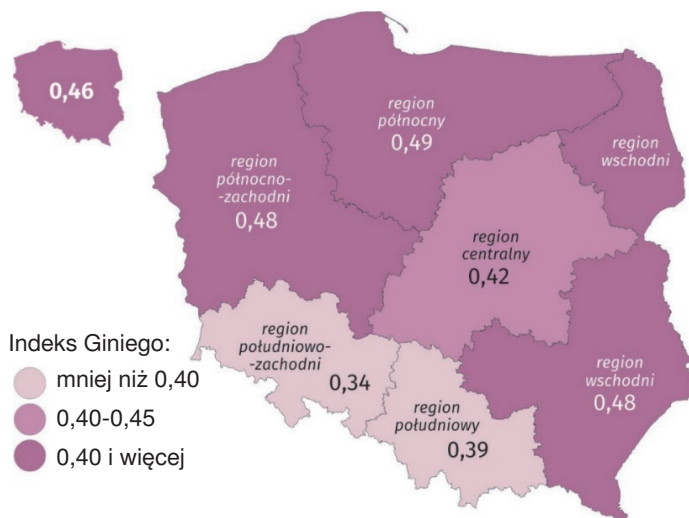
Źródło: obliczenia własne.

Rysunki 2-5 prezentują wybrane miary statystyczne dla makroregionów. Na rysunkach 2 i 4 można zauważyć, że najbiedniejsze regiony – wschodni i południowy – charakteryzują najwyższe wskaźniki zagrożenia ubóstwem równie odpowiednio 39,8 oraz 35,9% (rys. 4), jednak najmniejszy odsetek gospodarstw ubogich (22,9%) zaobserwowano w rejonie centralnym.

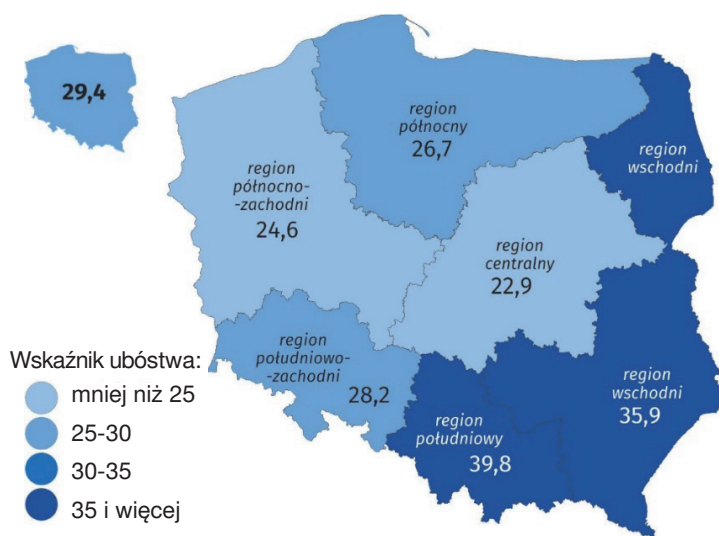


Rys. 2. Indeksowane wartości mediany rozkładu dochodów gospodarstw domowych rolników w makroregionach w 2015 r. (Polska = 100).

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Indeksy Giniego dochodów gospodarstw domowych rolników w makroregionach w 2015 r.
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 4. Wskaźniki ubóstwa gospodarstw domowych rolników w makroregionach w 2015 r.
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 5. Wskaźniki bogactwa gospodarstw domowych rolników w makroregionach w 2015 r.

Źródło: opracowanie własne.

Najbogatszym rejonem z punktu widzenia badanej grupy społeczno-ekonomicznej okazał się silnie spolaryzowany rejon północno-zachodni. Właśnie w tym makroregionie oraz w makroregionie północnym obserwuje się najwyższe odsetki gospodarstw o dochodach przekraczających trzykrotność mediany dochodów ekwiwalentnych (rys. 5). W regionie południowo-zachodnim natomiast najwyższe są głębokość i dotkliwość ubóstwa w grupie gospodarstw ubogich (odpowiednio 51 i 33,6%, por. tab. 3), co wynikać może ze znacznego zróżnicowania w grupie gospodarstw domowych uznawanych za ubogie.

Największe nierówności mierzone indeksem Giniego (rys. 3) obserwuje się wśród gospodarstw rolników w makroregionie północnym (0,491), północno-zachodnim (0,477) oraz wschodnim (0,484). Indeks Giniego jest tam wyższy niż indeks dla grupy wszystkich rolników i zdecydowanie wyższy w porównaniu z indeksem Giniego obliczonym dla wszystkich polskich gospodarstw domowych (0,266). Interesującym zjawiskiem jest pokrywanie się obszarów o największych nierównościach zarówno z obszarami biednymi (rejon wschodni), jak i najbogatszymi (rejon północno-zachodni) z punktu widzenia tej grupy społecznej. Makroregion północny jest regionem o największej koncentracji dochodów gospodarstw rolników i największej polaryzacji tych dochodów – gospodarstwa domowe osiągające skrajnie niskie dochody (poniżej 60% mediany) lub osiągające dochody bardzo wysokie (ponad trzykrotność mediany) stanowią tam łącznie prawie 40% całej populacji. Z kolei rozkład dochodów w regionie południowo-zachodnim jest najbardziej egalitarny – najmniejszy indeks Giniego, niewielki odsetek ubogich gospodarstw domowych i brak dochodów skrajnie wysokich.

Podsumowanie

Celem pracy była analiza rozkładu dochodów gospodarstw domowych rolników w Polsce w roku 2015 w ujęciu regionalnym, w szczególności badano poziom nierówności, ubóstwa i zamożności.

Wykorzystując różnorodne miary statystyczne, porównano sytuację dochodową gospodarstw rolników z gospodarstwami innych grup społeczno-ekonomicznych. Na tle innych grup społeczno-ekonomicznych gospodarstwa rolników charakteryzują się bardzo nierównomiernym rozkładem dochodów. Skutkiem tego jest wysoki odsetek zagrożonych ubóstwem i jednocześnie wysoki odsetek gospodarstw bardzo bogatych.

Analiza dochodów w ujęciu regionalnym wykazała, że region południowy charakteryzuje się najniższymi dochodami rolników, największym odsetkiem gospodarstw osiągających dochody poniżej granicy ubóstwa wyznaczonej jako 0,6 mediany dochodów wszystkich gospodarstw w Polsce oraz bardzo niskim odsetkiem gospodarstw osiągających dochody powyżej wartości trzech median i uznawanych za bogate. Region ten charakteryzuje mała liczba gospodarstw wielkoobszarowych i niska jakość gleb, co może mieć wpływ na rozkład dochodów. Z przeprowadzonych badań wynika, że w regionie północno-zachodnim oraz centralnym dochody gospodarstw domowych rolników są najwyższe. Region centralny ma najniższy wskaźnik zagrożenia ubóstwem, jednak najwyższy odsetek gospodarstw uznawanych za bogate występuje w regionie północnym.

Interesującym zjawiskiem jest pokrywanie się obszarów o największych nierównościach zarówno z obszarami biednymi (rejon wschodni), jak i najbogatszymi (rejon północno-zachodni).

Zastosowanie wzorów uwzględniających wagi schematu losowania próby zwiększyło precyzję oszacowań, ale niestety niezbyt liczne próby dla makroregionów mogą dawać mniej wiarygodne wyniki przy porównaniach dochodów gospodarstw rolników w regionach w stosunku do wyników analiz porównawczych dla grup społeczno-ekonomicznych.

Przeprowadzona analiza pozwoliła ocenić stopień zagrożenia ubóstwem i wyodrębnić grupy gospodarstw zamożnych, co może być pomocne w podejmowaniu decyzji społecznych nastawionych na zrównoważony rozwój. Problem regionalnego zróżnicowania dochodów gospodarstw rolnych wymaga dalszych badań uwzględniających m.in. rodzaj prowadzonej działalności gospodarstw w poszczególnych makroregionach.

Literatura

- Fei, J., Ranis, G., Kuo, S. (1978). Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components. *Quarterly Journal of Economics*, nr 92, s. 17-53.
- Gini, C. (1912). *Variabilita e Mutabilita*. Tipografia di Pado Cuppini, Bologna.
- GUS. (2016). *Budżety gospodarstw domowych w 2015*, ZWS. Pobrane z: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/dochody-wydatki-i-warunki-zycia-ludnosci/budzety-gospodarstw-domowych-w-2015-r-9,10.html>.
- Grzelak, M.M. (2016). Dochody rozporządalne gospodarstw rolnych na tle innych grup społeczno-ekonomicznych w Polsce w latach 2003-2014. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska*, sectio H, vol. 50, no. 4, s. 139-149.
- Jędrzejczak, A. (2011). *Metody analizy rozkładów dochodów i ich koncentracji*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Jędrzejczak, A., Pekasiewicz, D. (2017). Nierówności dochodowe gospodarstw domowych rolników na tle innych grup społeczno-ekonomicznych w Polsce w latach 2006-2014. *Problemy Rolnictwa Światowego*, t. 17, nr 3, s. 166-176.
- Kopiński, J., Matyka, M. (2016). Ocena regionalnego zróżnicowania współzależności czynników przyrodniczych i organizacyjno-produkcyjnych w polskim rolnictwie. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 1(346), s. 57-79.
- Kukuła, K. (red.). (2010). *Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kryszak, Ł. (2016). Nierówności dochodowe w rolnictwie krajów Unii Europejskiej w kontekście koncepcji zrównoważonego rozwoju. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, nr 18(2), s. 166-171.
- Kot, S.M. (2008). *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*. Warszawa: PWN.
- Kleiber, C., Kotz, S. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*. Hoboken: Wiley.
- Luty, L. (2016). Regionalne zróżnicowanie struktury obszarowej użytków rolnych w Polsce. *Metody ilościowe w ekonomii*, nr 17(1), s. 62-71.
- Marcysiak A., Marcysiak A. (2014). Zakres zróżnicowania poziomu dochodów z gospodarstwa rolnego w układzie regionalnym. *Polityki europejskie, Finanse i Marketing*, nr 12(61), s. 122-128.
- Michna, W. (2005). *Zróżnicowanie funkcji gospodarstw rolnych w ujęciu przestrzennym*. Program Wieloletni 2005-2009, nr 9. Warszawa: IERiGŻ-PIB. Pobrane z: www.ierigz.waw.pl/download/1142-9.pdf (data dostępu: 1.07.2017).
- Rusnak, Z. (2011). Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego – problemy metodologiczne. *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu*, nr 20, s. 387-408.
- Panek, T. (2011). *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Sen, A. (1976). Poverty and Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*, nr 44, s. 219-231.
- Silber, J. (red.). (1999). *Handbook of Income Inequality Measurement*. Boston: Kluwer Academic Publisher.
- Średzińska, J. (2017). Zróżnicowanie poziomu dochodów rolników w gospodarstwach o różnych typach rolniczych w krajach Unii Europejskiej, *Finanse. Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, nr 5(89), s. 145-155.
- Wołoszyn, A., Wysocki, F. (2014). Nierówności w rozkładzie dochodów i wydatków gospodarstw domowych rolników w Polsce. *Roczniki Naukowe SERiA*, t. XVI, z. 6., s. 534-540.

- Zegar, J.S. (2008). *Dochody w rolnictwie w okresie transformacji i integracji europejskiej*. Warszawa: IERiGŻ-PIB.
- Zenga, M. (1990). Concentration Curves and Concentration Indices Derived from Them. W: *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty* (s. 94-110). Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Zenga, M. (2007). Inequality Curve and Inequality Index Based on the Ratios Between Lower and Upper Arithmetic Means. *Statistica & Applicazioni*, vol. (1), s. 3-27.

DIFFERENTIATION OF INCOME DISTRIBUTIONS OF FARMERS' HOUSEHOLDS IN THE POLISH MACROREGIONS

Abstract

Income distribution analysis can be conducted from the point of view of the comparisons between different geographical regions, family types or socio-economic groups as well as to assess the effects of an economic policy over time. The paper presents the results of a research on income distribution of Polish farmers are presented. They allowed to formulate several conclusions concerning the differentiations of income inequality, poverty and wealth for the households of farmers in different macroregions. In the analysis we utilized the Gini inequality index and some selected poverty and wealth indicators. The basis for the calculations was micro data coming from the Household Budget Survey conducted by the Central Statistical Office of Poland for 2015. The results of the research showed that the highest income inequality among the farmers' households was observed in the northern region. Also this region was characterised by the highest percentage of households considered affluent. On the other hand, the lowest Gini inequality coefficient was observed for the south-western region, where there were no farmers' households exceeding the richness threshold.

Keywords: farmers' household, region, income inequality, poverty, wealth.

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 5.09.2018.