

*mgr Damian Mowczan*¹

Katedra Ekonometrii

Uniwersytet Łódzki

Zróżnicowanie płac w polskich województwach – analiza z wykorzystaniem popularnych miar nierówności

WPROWADZENIE

Problem nierówności ekonomicznych od dłuższego czasu jest tematem budzącym żywe zainteresowanie badaczy różnych dziedzin nauki. Wzrost popularności tej problematyki w ostatnich latach można przypisać w szczególności efektom publikacji głośnej książki pt. *Kapitał w XXI wieku*, której autorem jest T. Piketty [2015]. Często zadawane pytania, jak np. to o prymat równości nad efektywnością, nie znajdują jednoznacznego rozstrzygnięcia i nadal są przedmiotem sporów, lecz każde próby badań empirycznych wymagają kwantyfikacji stopnia zróżnicowania zasobności danej populacji².

Próby oszacowania poziomu zróżnicowania płac czy dochodów dla Polski (na różnych poziomach agregacji) były podejmowane przez wielu badaczy [Por. Brzeziński i Kostro, 2010; Jędrzejczak, 2009; Kot i in., 2004]. Jak już zostało wspomniane, istotne są one również z punktu widzenia wpływu tego zróżnicowania na różne sfery gospodarki oraz społeczeństwo³. W polskiej literaturze badania dotyczące wpływu zróżnicowania płac na wzrost gospodarczy kraju można znaleźć m.in. w pracach P. Kumora oraz J.J. Sztudyngera [2007], a także, w ujęciu regionalnym, u D. Mowczana [2015a; 2015b]. Zagadnienie wpływu redystrybucji dochodów na dobrobyt społeczny analizuje E. Aksman [2010]. Istnieje więc ko-

¹ Adres korespondencyjny: Katedra Ekonometrii, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41, 90-214 Łódź; e-mail: damian.mowczan@uni.lodz.pl.

² Rozważania te prowadzone są również na gruncie teoretycznym [np. Rawls, 1994].

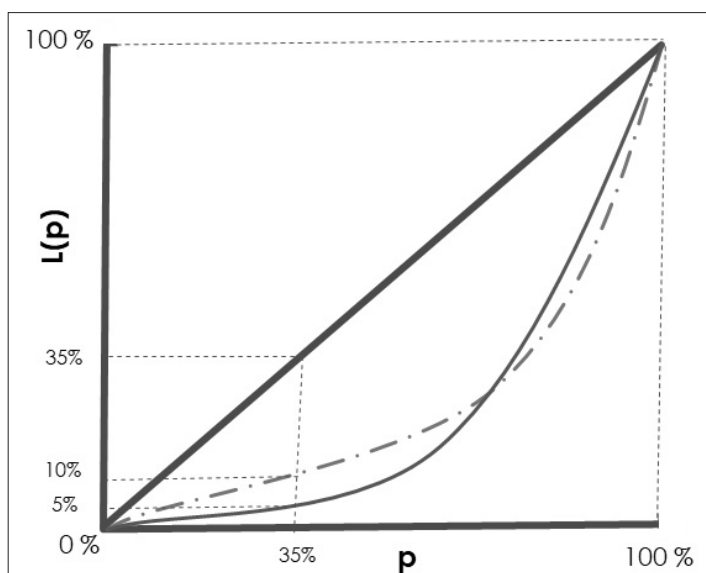
³ Na problem porównywalności miar nierówności szacowanych na podstawie różnych baz danych zwraca uwagę np. S. Knowles [2001]. Wiele uwag na temat sposobu szacowania tych miar oraz potencjalnych problemów w przypadku Badań Budżetów Gospodarstw Domowych znaleźć można m.in. w pracy Kot i in. [2004].

nieczność szacowania spójnych szeregów miar nierówności (zarówno w ujęciu przekrojowym, jak i czasowym) będących podstawą dalszych badań.

Celem artykułu jest oszacowanie oraz analiza poziomu zróźnicowania płac wewnątrz polskich regionów (na poziomie województw). Wykorzystane zostaną nieidentyfikowalne dane jednostkowe pochodzące z badania GUS dotyczącego struktury wynagrodzeń w miesiącu październiku 2014 roku. Jako narzędzie analizy zastosowana zostanie koncepcja krzywej Lorenza oraz jej uogólnienie, jak również popularne miary nierówności (współczynnik Giniego oraz współczynnik Atkinsona) oraz dobrobytu (indeks Sena).

OPIS ZASTOSOWANYCH METOD ANALIZY

Jeden z najpopularniejszych sposobów oceny nierówności wykorzystuje koncepcję krzywej Lorenza. Graficznie krzywą tę można przedstawić jak na rys. 1.



Rys. 1. Krzywa koncentracji Lorenza

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Jędrzejczak, 2011; Shorrocks, 1983].

Krzywa Lorenza pokazuje relację między skumulowanymi odsetkami (najbiedniejszej części) populacji a otrzymywanym przez nie procentem łącznego funduszu dochodów (płac)⁴. Prosta biegnąca pod kątem 45° nazywana jest linią równomiernego podziału i oznacza sytuację, w której dany procent łącznego fun-

⁴ Z założenia jednostki danej zbiorowości powinny być wcześniej uporządkowane w sposób niemalejący względem dochodu.

doszu dochodu jest w posiadaniu dokładnie takiego samego skumulowanego procenta badanej zbiorowości (zachodzi więc: $L(p) = p$). Im dalej krzywa Lorenza położona jest od linii równomiernego podziału, tym większy jest stopień nierówności dochodów [Kumor i Sztadynger, 2007; Kordos, 1973].

W przypadku dwóch lub więcej populacji, bądź jednej populacji obserwowanej w różnych okresach, można posłużyć się omawianą koncepcją w celu określenia, w której zbiorowości nierównomierność podziału dochodów (płac) jest większa. Rozkład populacji A dominuje nad rozkładem populacji B w sensie Lorenza (tj. zachodzi: $L_A(p) \geq L_B(p)$) wtedy i tylko wtedy, gdy krzywa Lorenza dla populacji A położona jest nad krzywą Lorenza dla populacji B i krzywe te się nie przecinają [Biernacki, 2006]. W konsekwencji nierównomierność rozkładu dochodów w populacji A jest mniejsza niż w populacji B.

Z krzywą Lorenza związany jest najczęściej stosowany w praktyce miernik nierówności, tj. współczynnik Giniego. Geometrycznie można go przedstawić jako wielkość podwojonego pola powierzchni pomiędzy krzywą koncentracji Lorenza a linią równomiernego podziału⁵. Innym podejściem jest definicja oparta na średniej absolutnej różnicy [Jędrzejczak, 2011]:

$$G = \frac{\Delta}{2\mu}$$

gdzie: Δ oznacza średnią bezwzględną różnicę pomiędzy wszystkimi parami dochodów w badanej populacji, μ oznacza średni dochód.

Współczynnik Giniego przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1, gdzie 0 oznacza brak koncentracji (dochód jest dzielony po równo). Korzystając z powyższego wzoru można dokonać dekompozycji współczynnika Giniego na następujące elementy [Jędrzejczak, 2011; Graca-Gelert, 2016]:

$$G = G_W + G_B + G_R$$

Komponent G_W mierzy wkład nierównomierności wewnątrz poszczególnych grup (np. grup społeczno-ekonomicznych, regionów itp.) w całkowitą wartość współczynnika Giniego. Komponent G_B mierzy tę część, która oparta jest o różnice między średnimi wartościami dochodu pomiędzy wyszczególnionymi grupami [Pyatt, 1976]. Ostatnim elementem dekompozycji jest tzw. reszta (G_R), której niezerowa wartość jest wynikiem „zachodzenia na siebie” podpopulacji [Jędrzejczak, 2011, s. 23]⁶.

⁵ W literaturze prezentowanych jest wiele formuł pozwalających obliczyć współczynnik Giniego (np. w zależności od sposobu uporządkowania danych). Szeroki ich przegląd prezentowany jest np. u A. Jędrzejczak [2011] oraz S.M. Kota [2000].

⁶ Istnieje wiele podejść do wyznaczania i interpretacji składowych powyższej dekompozycji. Formuły pozwalające obliczyć poszczególne komponenty oraz wyczerpujący ich opis można znaleźć np. u P.J. Lamberta i J.R. Aronsona [1993], G. Pyatt'a [1976] oraz A. Jędrzejczak [2011].

Innym popularnym miernikiem wykorzystywanym do pomiaru nierówności dochodowych jest współczynnik Atkinsona, którego ogólna postać jest następująca [Atkinson, 1970; Pacho i Garbicz, 2008]:

$$A(\varepsilon) = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

gdzie: ε oznacza współczynnik awersji do nierówności (przyjmuje on wartości nieujemne), y_i oznacza dochód i -tej jednostki badanej zbiorowości.

Podobnie jak współczynnik Giniego, tak i współczynnik Atkinsona jest miarą unormowaną. Przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1, gdzie 0 oznacza sytuację, w której dochód w danej zbiorowości dzielony jest równo pomiędzy poszczególne jednostki. Poziom awersji do nierówności przyjmowany jest najczęściej arbitralnie⁷. Im wyższa jego wartość, tym wyższa waga przykładana jest do transferów w dolnej części rozkładu dochodów [Kot i in., 2004].

Porządek generowany przez krzywe Lorenza niekoniecznie musi pokrywać się z porządkiem dobrobytu społecznego w poszczególnych populacjach (krajach, regionach itp.). W przypadku, gdy badane zbiorowości charakteryzują się różnymi dochodami średnimi, należy wykorzystać tzw. uogólnioną funkcję Lorenza postaci [Kot i in., 2004; Biernacki, 2006]:

$$GL(p) = \mu * L(p)$$

Z twierdzenia Shorrocks'a [1983] wynika, że dobrobyt w populacji A będzie nie mniejszy niż w populacji B, jeśli uogólniona funkcja Lorenza dla kraju A dominuje uogólnioną funkcję Lorenza dla kraju B (tj. zachodzi: $GL_A(p) \geq GL_B(p)$).

Podobnie jak w przypadku współczynnika Giniego i krzywej Lorenza, tak i w przypadku uogólnionej krzywej Lorenza można zdefiniować miarę – tzw. indeks Sena⁸ – służącą do porównywania rozkładów z punktu widzenia przeciętnego poziomu płac oraz nierówności [Kot, 1999]:

$$IS = \mu * (1 - G)$$

⁷ W literaturze prezentowane są pewne próby oszacowania wartości tego współczynnika np. poprzez zastosowanie teoretycznych rozkładów określonych dla pewnych zadanych klas funkcji użyteczności [Por. Kot i in., 2004].

⁸ Indeks Sena należy do tzw. *skrótowych funkcji dobrobytu* [por. Kot, 2000]. Geometrycznie jest on równy podwojonemu polu powierzchni pod uogólnioną krzywą Lorenza.

Z powyższego wzoru wynika, że wzrost dobrobytu może nastąpić albo poprzez zwiększanie dochodu średniego, albo poprzez zmniejszanie nierówności.

CHARAKTERYSTYKA WYKORZYSTYWANEJ BAZY DANYCH

Do celów niniejszej analizy wykorzystana zostanie baza danych GUS utworzona na potrzeby badania struktury wynagrodzeń według zawodów w październiku 2014 roku prowadzonego metodą reprezentacyjną [GUS, 2016]⁹. Zawiera ona nieidentyfikowalne dane jednostkowe dotyczące pełnozatrudnionych i niepełnozatrudnionych osób, które przepracowały cały miesiąc objęty badaniem (miesiącem tym był październik). Dane o wynagrodzeniach prezentowane są w przeliczeniu na pełny wymiar czasu pracy (23 dni robocze). Badanie przeprowadzone zostało wśród podmiotów gospodarki narodowej, które zatrudniały powyżej 9 osób¹⁰. Ostatecznie – w 2014 roku – w próbie znalazło się ok. 730, 5 tys. wylosowanych pracowników (pracujących w ok. 18 tys. podmiotach). W celu uogólnienia wyników należy zastosować odpowiednie wagi, które uwzględniają niekompletność badania (wynikającą np. z odmowy udzielenia odpowiedzi przez jednostki wylosowane)¹¹.

W publikacji stanowiącej opracowanie wyników badań GUS nie prezentuje informacji na temat zróżnicowania płac w ujęciu przestrzennym. Niniejszy artykuł ma za zadanie wypełnić tę lukę i przeprowadzić analizę dysproporcji płac w podziale na 16 województw (poziom NUTS-2), wykorzystując nieidentyfikowalne dane jednostkowe¹². Za podstawową kategorię analizy przyjęto miesięczne wynagrodzenia ogółem brutto za październik w 2014 roku¹³.

Obliczenia zostaną wykonane przy pomocy procedur napisanych dla oprogramowania statystycznego STATA: *lorenz* [Jann, 2016], *conindex* [O'Donnell i in., 2016], *ineqdeco* [Jenkins, (http)] oraz autorskich programów napisanych w języku Excel VBA.

⁹ Badanie przeprowadzane jest z częstotliwością dwuletnią z wykorzystaniem formularza GUS o oznaczeniu Z-12. Formularz ten dostępny jest na stronie internetowej GUS [Z-12 *Sprawozdanie o strukturze wynagrodzeń...*, (http)]. Analizie poddano dane pochodzące z roku 2014, gdyż był to najaktualniejszy dostępny rok w momencie powstawania niniejszego artykułu.

¹⁰ Szczegóły dotyczące wyłączenia poszczególnych typów jednostek badania można znaleźć w publikacji GUS [2016, s. 10–11].

¹¹ Schemat losowania próby i metoda uogólniania wyników zostały opisane w publikacji GUS [2016, s. 13–19].

¹² Jest to najniższy możliwy poziom dezagregacji przestrzennej, na którym rozpatrywana próba jest reprezentatywna [GUS, 2016, s. 10].

¹³ Szczegółowy wykaz elementów składających się na wynagrodzenie ogółem brutto oraz wszelkie wyłączenia przedstawiono w publikacji GUS [2016, s. 11].

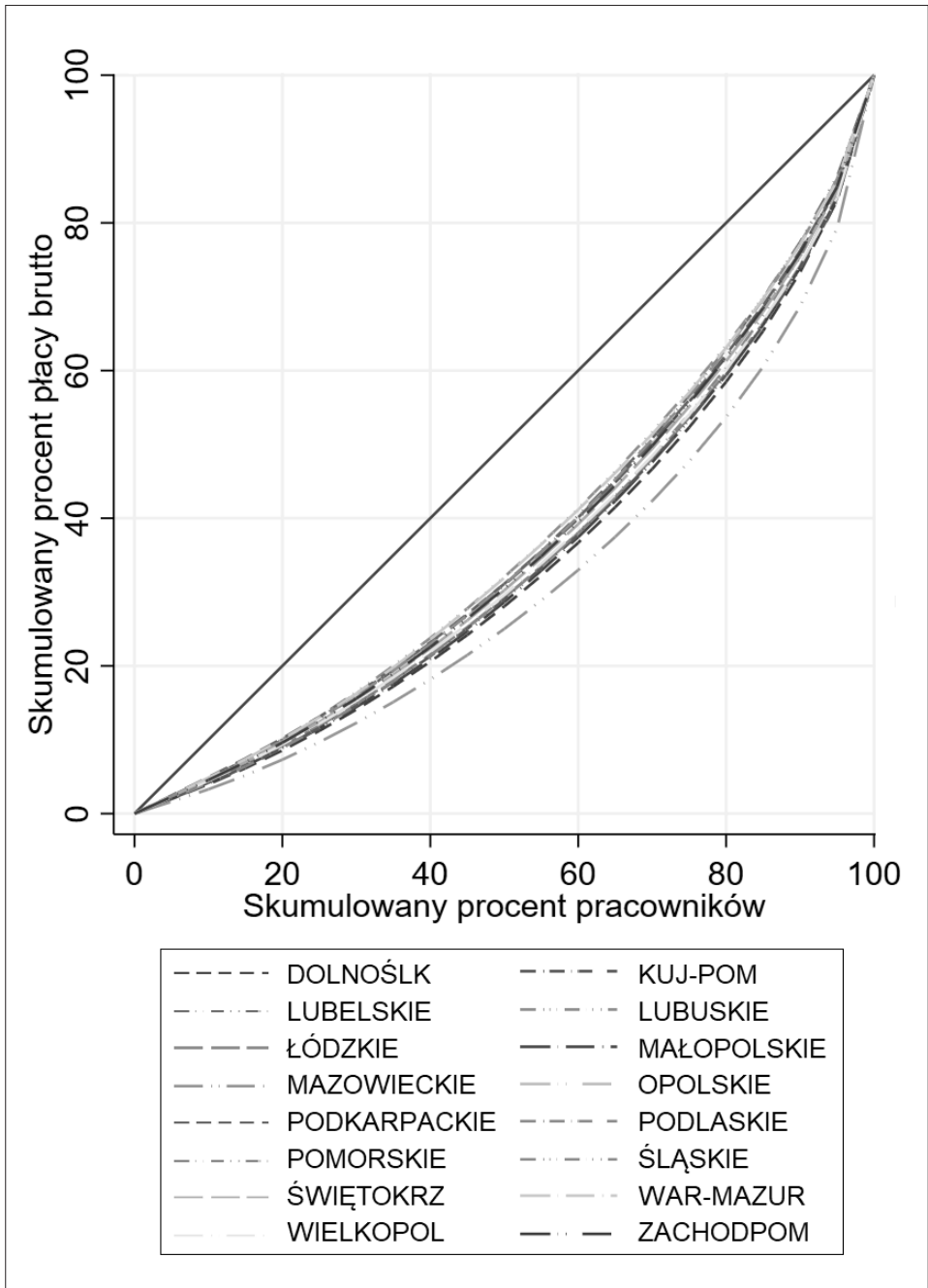
WYNIKI ANALIZ EMPIRYCZNYCH

Na rys. 2 przedstawiono krzywe Lorenza wykreślone dla 16 polskich województw i obrazujące regionalne zróżnicowanie płac brutto w 2014 roku. Jak już zostało wspomniane, przy dokonywaniu porównań należy zwrócić uwagę, czy krzywe te się nie przecinają. Większą przejrzystość przebiegu krzywych można uzyskać, wykreślając osobno wszystkie dostępne pary porównań. Taki zabieg wiązałyby się jednak z przygotowaniem aż 120 rysunków. Z tego względu w tabeli 1, poniżej głównej przekątnej, przedstawiono krotności przecięć krzywych Lorenza pomiędzy poszczególnymi regionami.

Analizując uzyskane wyniki, łatwo można zauważyć, iż nie w każdym przypadku możliwe jest określenie porządku dominacji w sensie Lorenza, a tym samym uporządkowanie województw pod względem poziomu nierówności¹⁴. Jednoznacznie porządek taki udało się wskazać dla ok. 76,67% wszystkich możliwych porównań. Jedynie w przypadku województwa mazowieckiego krzywa Lorenza nie przecinała się z żadną inną i jednocześnie była najniżej położoną. Na tej podstawie można stwierdzić, iż region ten charakteryzował się największym poziomem nierówności płac w badanym roku. Stosunkowo jednoznaczny porządek uzyskano również dla województwa dolnośląskiego. Krzywa dla tego regionu położona była wyżej niż w przypadku województwa mazowieckiego, ale niżej niż pozostałe krzywe (ranking ten jest jednak niejasny względem województwa pomorskiego). Najbardziej niekonkluzywne wyniki uzyskano przy porównywaniu krzywych dla województw kujawsko-pomorskiego oraz lubuskiego (najwyżej położona krzywa), gdzie odnotowano odpowiednio 7 oraz 6 przypadków, w których niemożliwe było ustalenie porządku dominacji. Można więc stwierdzić, że w województwie lubuskim nierówności płac w 2014 roku były mniejsze niż np. wielkopolskim, śląskim czy łódzkim. Jednak, bez przyjęcia dodatkowych założeń, nie można tego stwierdzić w przypadku porównania np. z woj. warmińsko-mazurskim, podkarpackim oraz lubelskim.

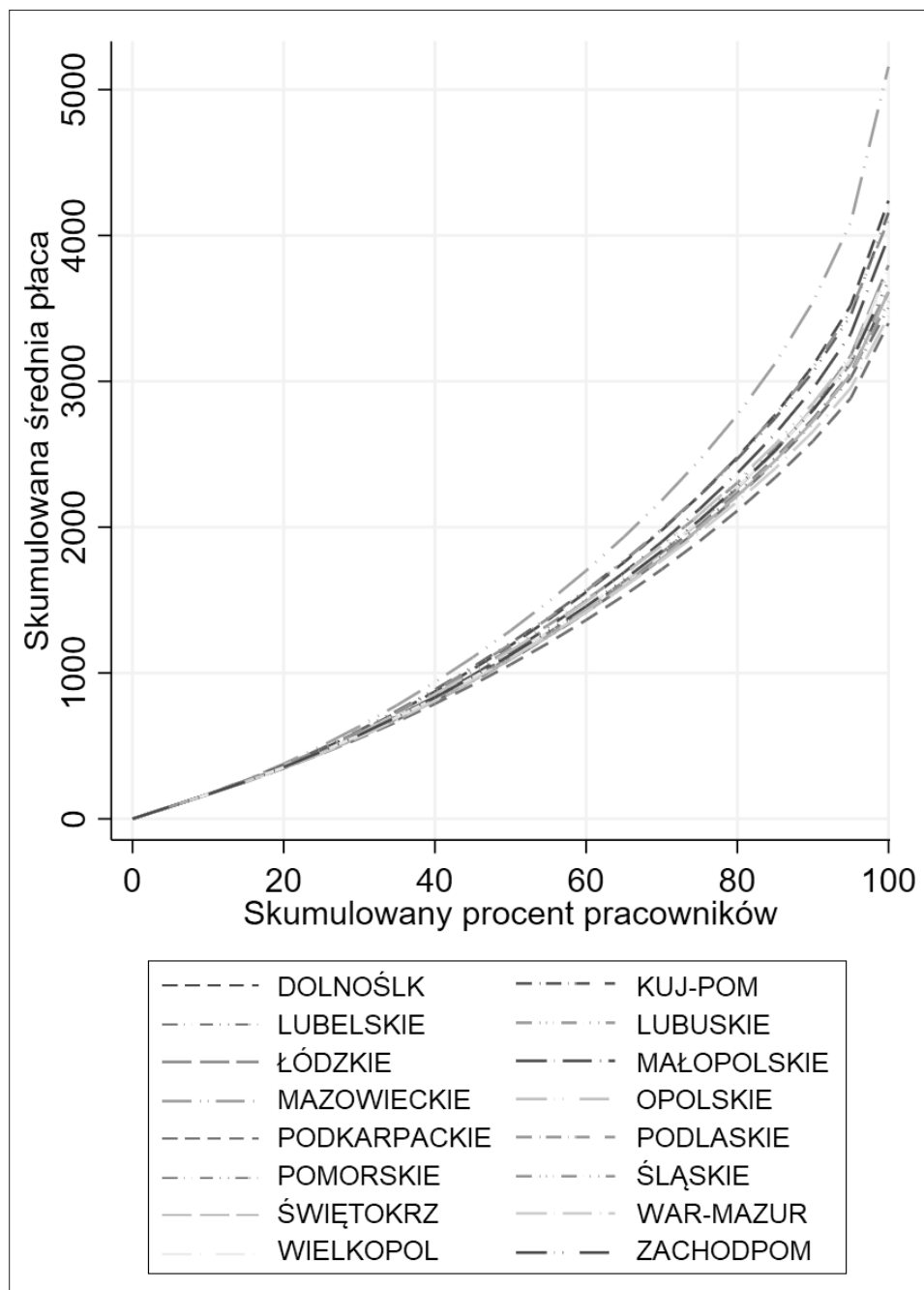
Nawet jeśli analiza z wykorzystaniem krzywych Lorenza pozwoliłaby wyznaczyć jednoznaczny ranking poziomu zróżnicowania płac, to nadal nierozwiązany pozostaje problem różnych wartości średnich pomiędzy regionami. Zazwyczaj przy niższych poziomach nierówności obserwuje się niższe poziomy przeciętnej wartości dochodu. W przypadku polskich województw w 2014 roku, współczynnik korelacji liniowej pomiędzy zróżnicowaniem płac (mierzonym za pomocą współczynnika Giniego) a średnią płacą w danym regionie wyniósł ok. 0,95 (po usunięciu woj. mazowieckiego było to ok. 0,89). A.F. Shorrocks [1970] jako rozwiązanie powyższych problemów proponuje użycie opisywanych wcześniej uogólnionych krzywych Lorenza.

¹⁴ Sytuacja taka jest, niestety, relatywnie często spotykana w praktyce [por. Shorrocks, 1983].



Rys. 2. Regionalne krzywe koncentracji Lorenza dla płac w 2014 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych GUS.



Rys. 3. Regionalne uogólnione krzywe koncentracji Lorenza dla płac w 2014 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych GUS.

Tabela 1. Krotności wzajemnych przecięć krzywych Lorenza (poniżej głównej przekątnej) oraz uogólnionych krzywych Lorenza (powyżej głównej przekątnej)

Województwo	dolnośląskie	kujawsko-pomorskie	lubelskie	lubuskie	łódzkie	małopolskie	mazowieckie	opolskie	podkarpackie	podlaskie	pomorskie	śląskie	świętokrzyskie	warmińsko-mazurskie	wielkopolskie	zachodniopomorskie
dolnośląskie	X	2	0	1	0	1	1	2	0	0	1	1	1	1	0	1
kujawsko-pomorskie	0	X	0	0	2	2	0	1	0	0	0	0	2	1	2	2
lubelskie	0	2	X	0	2	0	0	1	0	1	0	0	2	3	0	0
lubuskie	0	1	2	X	1	1	1	1	0	0	1	1	1	0	1	1
łódzkie	0	0	0	0	X	0	0	2	0	2	0	0	1	1	2	1
małopolskie	0	0	0	0	0	X	1	2	0	0	1	0	1	1	0	0
mazowieckie	0	0	0	0	0	0	X	0	0	0	1	1	1	1	0	1
opolskie	0	1	0	0	0	0	0	X	0	1	2	2	1	1	2	1
podkarpackie	0	0	1	1	0	0	0	1	X	0	0	0	2	0	0	0
podlaskie	0	2	0	2	0	0	0	0	1	X	0	0	2	3	0	0
pomorskie	1	0	0	0	0	2	0	0	0	0	X	3	1	1	0	1
śląskie	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	X	1	0	0	0
świętokrzyskie	0	1	0	1	0	0	0	1	0	0	0	1	X	2	1	1
warmińsko-mazurskie	0	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	X	1	1
wielkopolskie	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	X	1
zachodniopomorskie	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	X

Źródło: opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych GUS.

Na rys. 3 przedstawiono uogólnione krzywe Lorenza dla wszystkich analizowanych regionów. Podobnie jak w poprzednim przypadku, ustalenie liczby przecięć tylko na tej podstawie wydaje się stosunkowo uciążliwe, tak więc dla łatwiejszej interpretacji wyników w tabeli 1, powyżej głównej przekątnej, umieszczono krotności przecięć omawianych krzywych.

Jak się okazuje, przypadków przecinania się uogólnionych krzywych Lorenza jest relatywnie więcej, niż miało to miejsce przed uwzględnieniem średnich poziomów płac. W ok. 56,67% wszystkich porównań pomiędzy parami regionów odnotowano co najmniej jedno przecinanie się krzywych. Najmniejszą liczbą przecięć cechowało się województwo podkarpackie, dla którego uogólniona krzywa Lorenza położona była najniżej (sugeruje to najniższy poziom dobrobytu). W przypadku omawianego regionu brak możliwości jednoznacznego porównania stwierdzono tylko względem województwa świętokrzyskiego, dla którego krzywa przecinała się ponadto z wszystkimi pozostałymi.

W tabeli 2 przedstawiono wartość średnią, miary zróźnicowania płac oraz wartość indeksu Sena w 2014 roku uzyskane dla wszystkich 16 województw. Jak zauważają w swoim artykule J. Davies i M. Hoy [1995], gdy krzywe Lorenza przecinają się, zawsze można znaleźć miarę nierówności, która da uporządkowanie niezgodne z porządkiem wygenerowanym przez inną miarę¹⁵. S.M. Kot [2000] sugeruje wykorzystanie indeksu Sena jako miary, która pozwala na otrzymanie całościowego porządku. Bliższa analiza uzyskanych wyników pozwala jednak stwierdzić, że zarówno współczynnik Atkinsona (przy założeniu różnej awersji do nierówności), współczynnik Giniego, stosunek dziewięćdziesiątego do dziesiątego percentyla oraz indeks Sena porządkują regiony w relatywnie zgodny sposób¹⁶. Tym niemniej jednak znaczące różnice pomiędzy miarami nierówności a indeksem Sena uzyskano m.in. dla województwa lubuskiego, łódzkiego oraz świętokrzyskiego.

Tabela 2. Średnia płaca, miary nierówności płac oraz indeks Sena w podziale na województwa w 2014 roku

Województwo	Średnia	G	A(0,5)	A(1)	A(2)	P90/P10	IS
dolnośląskie	4238,59	0,327	0,088	0,157	0,260	4,18	2852,76
kujawsko-pomorskie	3611,52	0,282	0,067	0,120	0,201	3,25	2594,48
lubelskie	3507,11	0,273	0,060	0,112	0,193	3,39	2549,72
lubuskie	3635,90	0,265	0,059	0,108	0,185	3,17	2672,06
łódzkie	3796,16	0,309	0,079	0,142	0,235	3,83	2623,21
małopolskie	3990,14	0,317	0,083	0,149	0,246	3,94	2726,76
mazowieckie	5157,97	0,383	0,121	0,211	0,333	5,19	3184,60
opolskie	3742,06	0,283	0,067	0,121	0,205	3,39	2682,48
podkarpackie	3398,79	0,278	0,065	0,117	0,195	3,18	2454,47
podlaskie	3548,15	0,275	0,062	0,114	0,196	3,36	2571,79
pomorskie	4156,00	0,315	0,085	0,149	0,245	3,86	2846,00
śląskie	4106,03	0,306	0,075	0,138	0,236	3,99	2850,93
świętokrzyskie	3614,02	0,292	0,071	0,128	0,214	3,45	2560,19
warmińsko-mazurskie	3446,76	0,267	0,060	0,109	0,186	3,23	2525,73
wielkopolskie	3777,82	0,304	0,078	0,139	0,228	3,62	2628,36
zachodniopomorskie	3687,72	0,287	0,068	0,124	0,210	3,49	2629,29
Dekompozycja – Gini	Składowa	Wartość	Udział				
	G_w	0,036	11,06%				
	G_B	0,074	22,64%				
	G_R	0,217	66,30%				
Polska	Razem	0,327	100,00%				

Źródło: opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych GUS.

¹⁵ Właściwości popularnych miar nierówności oraz konsekwencje przyjęcia różnych założeń co do funkcji użyteczności analizuje chociażby A.B. Atkinson [1970].

¹⁶ Regiony porangowano ze względu na wszystkie miary a następnie obliczono współczynnik zgodności Kendalla, którego wartość wyniosła ok. 0,91 (p-val ~ 0,00). Pozwoliło to na odrzucenie

W dolnej części tabeli 2 dodatkowo zawarto wyniki dekompozycji współczynnika Giniego ze względu na analizowane regiony. Wartość rozpatrywanej miary dla Polski ogółem w 2014 roku wyniosła ok. 0,327. Wkład nierówności wewnątrz analizowanych regionów wyniósł ok. 11,06%. Nierówności między poszczególnymi województwami (przy założeniu, że każdy z pracowników otrzymywał płacę na poziomie średniej płacy w danym regionie) stanowiły ok. 22,64% całkowitej wartości miernika. Stosunkowo duża reszta (ok. 66,30%) jest efektem występowania tzw. *re-ranking effect* wywołanego przejściem z rozkładu wewnątrz poszczególnych grup do ogólnego rozkładu płac w Polsce [Por. Graca-Gelert, 2016; Jędrzejczak, 2011].

PODSUMOWANIE

W przypadku krzywych Lorenza oraz uogólnionych krzywych Lorenza występuje często pojawiający się w badaniach empirycznych problem przecinania się tych krzywych. Problem ten dotyczył również niniejszego badania. Jak się jednak okazuje, wybrane miary nierówności prezentowały relatywne spójne wnioski odnośnie do porządku poszczególnych rozkładów płac w polskich województwach w 2014 roku.

Zdecydowanie najwyższy poziom nierównomierności rozkładu płac w badanym roku występował w województwie mazowieckim (ok. 0,383). Wykorzystując interpretację podaną przez S.M. Kota [2000, s. 114], można powiedzieć, że przeciętna bezwzględna różnica pomiędzy płacami losowo wybranej pary pracowników stanowi ok. 76,6% płacy średniej w tym regionie. W badanym roku płaca najbiedniejszej osoby z 10% pracowników o najwyższej płacy była tam ok. 5,19 razy wyższa niż płaca najbogatszej osoby z 10% pracowników o najniższej wartości tej cechy.

Współczynnik Atkinsona (przy założeniu $\varepsilon = 0,5$) na poziomie ok. 0,121 oznacza, że osiągnięcie rozkładu egalitarnego bez zmniejszania poziomu dobrobytu wymagałoby poświęcenia przez każdego pracownika ok. 12,1% płacy przeciętnej (tj. ok. 624 zł)¹⁷. Do regionów o relatywnie dużym poziomie nierówności można zaliczyć również województwo dolnośląskie, śląskie, pomorskie oraz małopolskie.

Porządkowanie rozkładów płac ze względu na wartość indeksu Sena umieszczało województwo lubelskie, warmińsko-mazurskie oraz podkarpackie (region o najniższej wartości indeksu) na dole rankingu. Porządek według kryterium współczynnika Giniego na ostatnim miejscu umieszczał woj. lubuskie (Gini ok. 0,265).

hipotezy zerowej i przyjęcie hipotezy alternatywnej mówiącej o tym, że rankingi generowane przez poszczególne miary są ze sobą zgodne.

¹⁷ Naturalnie zwiększenie współczynnika awersji do nierówności zwiększy tę kwotę.

BIBLIOGRAFIA

- Aksman E., 2010, *Redystrybucja dochodów i jej wpływ na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1995–2007*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Atkinson A.B., 1970, *On the measurement of inequality*, Journal of Economic Theory, nr 2 (3), [http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531\(70\)90039-6](http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531(70)90039-6).
- Biernacki M., 2006, *Porządki generowane krzywą Lorenza*, „Mathematical Economics”, nr 3 (10).
- Brzeziński M., Kostro K., 2010, *Income and consumption inequality in Poland, 1998–2008*, „Bank i Kredyt”, nr 4 (41).
- Davies J., Hoy M., 1995, *Making inequality comparisons when Lorenz curves intersect*, „The American Economic Review” nr 4 (85).
- Graca-Gelert P., 2016, *Household income inequality in Poland from 2005 to 2013 – a decomposition of the Gini coefficient by socio-economic groups*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy”, nr 47, red. nauk. M.G. Woźniak, Wyd. UR, Rzeszów, <http://dx.doi.org/10.15584/nsawg.2016.3.31>.
- GUS, 2016, *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2014 r.*, GUS, Warszawa.
- Jann B., 2016, *Estimating Lorenz and concentration curves in Stata*, „University of Bern Social Sciences Working Papers”, No. 15.
- Jenkins S.P., *Help for ineqdeco, ineqdec0*, <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/i/ineqdeco.html> (dostęp: 19.08.2017 r.).
- Jędrzejczak A., 2009, *Comparing income distribution – methods and their application to wage distribution in Poland*, „Folia Oeconomica”, nr 225.
- Jędrzejczak A., 2011, *Metody analizy rozkładów dochodów i ich koncentracji*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Knowles S., 2001, *Inequality and economic growth: the empirical relationship reconsidered in the light of comparable data*, „CREDIT Research Papers”, nr 01/03.
- Kordos J., 1973, *Metody analizy i prognozowania rozkładów płac i dochodów ludności*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Kot S.M. (red.), 1999, *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kot S.M., 2000, *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kot S.M., Malawski A., Węgrzecki A. (red.), 2004, *Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybucyjna*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Kumor P., Sztudyinger J.J., 2007, *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1.
- Lambert P.J., Aronson J.R., 1993, *Inequality decomposition analysis and the Gini coefficient revisited*, „The Economic Journal”, No. 103 (420), <https://dx.doi.org/10.2307/2234247>
- Mowczan D., 2015a, *Optymalny poziom zróżnicowania płac w polskich województwach a wzrost gospodarczy*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. 97.

- Mowczan D., 2015b, *Zróżnicowanie płacy w Polsce w ujęciu regionalnym i jej wpływ na proces wzrostu gospodarczego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2.
- O'Donnell O., O'Neill S., Van Ourti T., Walsh B., 2016, *Conindex: estimation of concentration indices*, „The Stata Journal”, No. 16 (1).
- Pacho W., Garbicz M. (red.), 2008, *Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Piketty T., 2015, *Kapitał w XXI wieku*, Wydawnictwo Krytyka Polityczna, Warszawa.
- Pyatt G., 1976, *On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients*, „The Economic Journal”, No. 86 (342), <https://dx.doi.org/10.2307/2230745>.
- Rawls J., 1994, *Teoria sprawiedliwości*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Shorrocks A. F., 1983, *Ranking income distribution*, „Economica”, No. 50 (197), <http://dx.doi.org/10.2307/2554117>.
- Z-12 *Sprawozdanie o strukturze wynagrodzeń według zawodów*, <http://form.stat.gov.pl/formularze/2017/passive/Z-12.pdf> (dostęp: 07.08.2017 r.).

Streszczenie

W artykule przedstawiono oszacowania miar nierówności płac w polskich województwach w 2014 roku wraz z krótką ich analizą. Do badań wykorzystano nieidentyfikowalne dane jednostkowe GUS dotyczące płacy brutto i pochodzące z badania *Struktury wynagrodzeń według zawodów w październiku 2014 roku*. Jako narzędzie analizy wykorzystano koncepcje krzywej Lorenza oraz uogólnionej krzywej Lorenza. Analizę uzupełniono o oszacowania popularnych miar nierówności – w tym o współczynnik Giniego oraz współczynnik Atkinsona, a także skróconej funkcji dobrobytu (indeks Sena). Dodatkowo przedstawiono też prostą dekompozycję ze względu na współczynnik Giniego.

Analiza z wykorzystaniem krzywych Lorenza wykazała, że w pewnych przypadkach krzywe te przecinają się wzajemnie. Uniemożliwia to proste wnioskowanie o porządku tych rozkładów i jest często spotykanym problemem w badaniach empirycznych. Jak się jednak okazuje porządki generowane przez współczynnik Giniego, współczynnik Atkinsona oraz indeks Sena są relatywnie zgodne. Do regionów o zdecydowanie najwyższym poziomie nierówności płac można zaliczyć m.in. województwo mazowieckie, dolnośląskie, śląskie, pomorskie i małopolskie.

Słowa kluczowe: zróżnicowanie płac, współczynnik Giniego, krzywa Lorenza, analizy regionalne.

Wage disparities in Polish voivodeships – analysis with use of popular inequality measures

Summary

The paper presents estimates of wage inequality measures in Polish voivodeships in 2014 with a brief analysis of them. Unidentified unit data of the Central Statistical Office regarding gross earnings and collected for the survey of Structure of wages and salaries by occupations in October 2014 were used for the research. The concepts of the Lorenz curve and the generalized Lorenz curve were used as the analysis tool. The analysis was supplemented with estimates of popular inequality measures – including the Gini coefficient and the Atkinson coefficient as well as

the social welfare function (Sen index). In addition, a simple de-composition was also presented due to the Gini coefficient.

Analysis with use of the Lorenz curves showed that in some cases these curves intersect each other. This makes it impossible to simply draw conclusions about the order of these distributions and is a frequently encountered problem in empirical research. As it turns out, the rankings generated by the Gini coefficient, the Atkinson coefficient and the Sen index are relatively consistent. The regions with the highest level of earnings inequalities includes among others: mazowieckie, dolnośląskie, śląskie, pomorskie and małopolskie.

Keywords: wage disparities, Gini coefficient, Lorenz curve, regional analysis.

JEL: C40, C83, D31, I31, J31, R10