

**Damian MOWCZAN<sup>1</sup>**

## Zróźnicowanie płacy w Polsce w ujęciu regionalnym i jej wpływ na proces wzrostu gospodarczego<sup>2</sup>

Poziom zróźnicowania dochodów może mieć istotny wpływ na proces wzrostu gospodarczego. Prowadzone przez analityków na przestrzeni lat badania zaowocowały sformułowaniem dwóch przeciwstawnych stanowisk dotyczących kierunku tego wpływu. Według pierwszego stanowiska wzrost lub spadek nierówności dochodowych pociąga za sobą przyspieszenie bądź spowolnienie procesów wzrostu w tym samym kierunku. Drugie stanowisko mówi o negatywnym wpływie nierówności na wzrost gospodarczy.

Negatywny wpływ zróźnicowania dochodów na proces wzrostu gospodarczego potwierdziły badania m.in. T. Perssona i G. Tabellini (1994). Autorzy tejsze pracy swoje analizy prowadzili na próbie panelowej 49 krajów w latach 1960—1985. Jako miarę nierówności przyjęli udział dochodów osób biedniejszych, stanowiących 60% ludności<sup>3</sup>. Z kolei R. J. Barro jest zdania, że efekt wpływu dyspersji dochodów na proces wzrostu zależy w dużej mierze od poziomu rozwoju danego państwa czy regionu. Wykazał on, że przy poziomie PKB *per capita* wynoszącym 2070 USD (1985 r., dolar amerykański) występuje pewne ekstremum, natomiast poniżej tej wartości nierówności dochodowe mają negatywny wpływ na wzrost gospodarczy. Jeśli jednak gospodarka charakteryzuje się wyższym PKB *per capita* niż oszacowana wartość, to nierówności dochodowe wpływają pozytywnie na tempo wzrostu gospodarczego<sup>4</sup>.

Niejednoznaczność wniosków, zarówno na podstawie teorii jak i badań empirycznych, doprowadziła do zaproponowania nieliniowej relacji pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym. Koncepcję zależności o kształcie odwróconej litery U w nielicznych badaniach empirycznych przedstawili m.in. G. Blumle, F. L. Sell (badali 108 krajów w latach 1985—1994)<sup>5</sup> i B.-L. Chen (43—54 krajów w latach 1970—1992)<sup>6</sup>. W analizach tych badaczy wykorzysta-

<sup>1</sup> Mgr Damian Mowczan jest doktorantem Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego.

<sup>2</sup> Za uwagi wniesione do tekstu autor pragnie szczególnie podziękować prof. zw. drowi hab. J. J. Sztudyngerowi.

<sup>3</sup> Sztudynger (2005), s. 69 i 70.

<sup>4</sup> Barro (2000), s. 18.

<sup>5</sup> Blumle, Sell (1998), s. 331—352.

<sup>6</sup> Chen (2003), s. 205—212.

no nieliniową funkcję o kształcie parabolicznym<sup>7</sup>. W polskiej literaturze koncepcję parabolicznej zależności pomiędzy nierównościami dochodowymi a wzrostem gospodarczym przedstawił J. J. Sztudynger<sup>8</sup>. Empiryczną weryfikację tej koncepcji dla Polski można znaleźć w pracy P. Kumora i J. J. Sztudyngera<sup>9</sup>. W badaniach tych wykorzystano wskaźnik koncentracji Lorenza obliczony dla płac. Szereg statystyczny, dotyczący omawianego miernika dla Polski ogółem i obejmujący lata 1970—2006, opublikował P. Kumor<sup>10</sup>.

W artykule przedstawiono szeregi dotyczące współczynnika Giniego zróżnicowania płac w Polsce w ujęciu wojewódzkim. Zaprezentowano również zastosowanie tego wskaźnika do wyznaczania optymalnego poziomu zróżnicowania płac — czyli takiego, który maksymalizuje wzrost gospodarczy — w ujęciu regionalnym. Optymalny poziom zróżnicowania płac rozumiany jest jako taki poziom, który maksymalizuje wzrost gospodarczy.

### *NIERÓWNOŚCI PŁAC W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2000—2010*

Do najczęściej używanych mierników służących do kwantyfikacji nierówności ekonomicznych (oprócz klasycznych, tj. wariancji dochodów czy współczynnika zmienności) zaliczane są współczynnik Giniego i uogólnione miary entropii. Współczynnik Giniego, uznawany przez wielu badaczy za najlepszą miarę nierówności dochodów (np. Gastwirth), może być wyprowadzony na podstawie następujących typów podejścia<sup>11</sup>:

- 1) geometrycznego,
- 2) statystycznego.

Metoda geometryczna oparta jest na koncepcji krzywej Lorenza (wykr. 1). Na osi pionowej wykresu odmierzone skumulowany dochód (w ujęciu procentowym, 100%=1); na osi poziomej skumulowany odsetek gospodarstw domowych (w ujęciu procentowym, 100%=1). Łącząc te współrzędne otrzymujemy krzywą Lorenza (krzywą koncentracji) prezentującą nierównomierność rozkładu dochodu. Z kolei krzywa równomiernego rozkładu, będąca przekątną wykresłowanego wieloboku, reprezentuje sytuację, w której dochód jest dzielony równo. Oznacza to, że dany procent skumulowanego dochodu jest uzyskiwany przez dokładnie taki sam procent skumulowanego odsetka gospodarstw domowych<sup>12</sup>.

Nierówności dochodowe są tym większe, im większa jest wielkość odległości krzywej Lorenza od krzywej równomiernego rozkładu. Do pomiaru tej wielkości stosuje się tzw. współczynnik koncentracji Lorenza (utożsamiany ze współczynnikiem Giniego). Wyznaczenie wspomnianej wielkości może odbywać się po-

---

<sup>7</sup> Kumor (2011), s. 32.

<sup>8</sup> Sztudynger (2003), s. 76.

<sup>9</sup> Kumor, Sztudynger (2007), s. 45—59.

<sup>10</sup> Kumor (2009), s. 10—28.

<sup>11</sup> Jędrzejczak (2011), s. 13.

<sup>12</sup> Kumor, Sztudynger (2007), s. 49.

przez pomiar stosunku pola koncentracji do całkowitego pola pod krzywą równomiernego podziału<sup>13</sup>. Współczynnik ten (będący miarą niemianowaną) przyjmuje wartości z przedziału domkniętego od 0 do 1, przy czym pierwsza wartość oznacza brak koncentracji, a druga koncentrację zupełną<sup>14</sup>.

Drugie podejście (zwane statystycznym) do obliczenia współczynnika Giniego wykorzystuje średnie różnice. Opisywana miara jest liczona jako stosunek miary dyspersji ( $\Delta$ ) do podwojonej wartości średniej dochodu ( $\mu$ ) i można ją wyrazić następującym wzorem<sup>15</sup>:

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} \quad \Delta = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad (1)$$

gdzie:

$G$  — współczynnik Giniego (przyjmujący wartości z przedziału domkniętego od 0 do 1),

---

<sup>13</sup> Tamże, s. 50.

<sup>14</sup> Sobczyk (2006), s. 52.

<sup>15</sup> Jędrzejczak (2011), s. 13 i 14.

- $\Delta$  — średnia bezwzględna różnica pomiędzy parami dochodów,  
 $\mu$  — średnia wartość dochodu,  
 $y_i, y_j$  — dochody odpowiednio  $i$ -tej oraz  $j$ -tej jednostki,  
 $n$  — liczba jednostek.

Prezentowana powyżej formuła pozwala interpretować współczynnik Giniego jako relację zsumowanych wartości bezwzględnych różnic pomiędzy parami dochodów badanych jednostek do podwojonej średniej obliczonej dla całej zbiorowości. Indeks ten skupia więc wszystkie różnice, jakie występują pomiędzy parami dochodów w badanej populacji (połączenie koncepcji położenia z koncepcją nierównomierności rozkładu)<sup>16</sup>.

Współczynnik Giniego mierzący nierówność płac obliczany jest przez GUS z wykorzystaniem metody reprezentacyjnej<sup>17</sup>. Informacje dotyczące poziomu płac zbierane są metodą losową w przedsiębiorstwach, w których liczba pracujących wynosiła powyżej 9 osób. W ramach wspomnianych podmiotów badanie ankietowe przeprowadzono wśród wylosowanych pracowników, którzy przepracowali cały miesiąc. Źródłem danych o współczynniku koncentracji Lorenza, charakteryzującego nierówność rozkładu płac (po 1999 r.), są wyniki badania GUS oznaczonego symbolem Z-12, powtarzanego cyklicznie z częstotliwością dwuletnią (w październiku). Omawiane wskaźniki dla Polski ogółem w latach 1999—2010 zaczerpnięto z opracowania *Struktura...* (2012)<sup>18</sup>. GUS oblicza również współczynniki koncentracji Lorenza w układzie wojewódzkim (na podstawie danych z tego samego badania), jednak jak dotąd nie były one w całości publikowane.

W tabl. 1 zawarto informacje o współczynniku koncentracji Lorenza zróżnicowania płac w układzie wojewódzkim w latach 2000—2010<sup>19</sup>. W celu uzupełnienia brakujących danych w latach 2000, 2003, 2005, 2007 i 2009 zastosowano metody interpolacyjne.

**TABL. 1. WSPÓŁCZYNNIK KONCENTRACJI LORENZA (GINI w %) WEDŁUG WOJEWÓDZTWA**

Województwa	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Dolnośląskie .....	29,45	29,90	31,70	32,25	32,80	33,80	34,80	33,65	32,50	32,10	31,70
Kujawsko-pomorskie	28,30	28,60	30,10	30,50	30,90	31,30	31,70	30,45	29,20	29,25	29,30
Lubelskie .....	26,60	27,50	28,90	29,70	30,50	30,65	30,80	29,75	28,70	27,95	27,20
Lubuskie .....	27,55	28,10	29,00	29,60	30,20	30,55	30,90	31,00	31,10	29,95	28,80

<sup>16</sup> Tamże, s. 14.

<sup>17</sup> GUS dla współczynnika Giniego mierzącego nierówność płac stosuje nazwę „współczynnik koncentracji Lorenza”.

<sup>18</sup> Szerzej w publikacji *Struktura...* (2012), s. 10—14 i 238.

<sup>19</sup> Szeregi statystyczne dotyczące nierówności płac w układzie wojewódzkim w latach 2000—2010, mierzone współczynnikiem Giniego, pochodzą z zasobów GUS.

**TABL. 1. WSPÓŁCZYNNIK KONCENTRACJI LORENZA (GINI w %) WEDŁUG WOJEWÓDZTW (dok.)**

Województwa	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Łódzkie .....	28,95	29,20	30,40	31,35	32,30	32,40	32,50	32,25	32,00	31,60	31,20
Małopolskie .....	28,45	28,40	29,80	31,10	32,40	33,05	33,70	32,80	31,90	31,20	30,50
Mazowieckie .....	37,90	38,90	38,90	39,15	39,40	39,25	39,10	38,50	37,90	37,95	38,00
Opolskie .....	26,65	26,30	29,50	29,65	29,80	30,05	30,30	29,65	29,00	29,30	29,60
Podkarpackie .....	24,90	24,80	27,30	28,00	28,70	29,00	29,30	28,55	27,80	27,75	27,70
Podlaskie .....	25,65	25,10	28,70	28,25	27,80	28,20	28,60	28,35	28,10	27,45	26,80
Pomorskie .....	29,55	29,10	31,30	32,10	32,90	33,25	33,60	32,85	32,10	31,55	31,00
Śląskie .....	29,00	28,60	31,40	31,35	31,33	32,00	32,70	32,40	32,10	31,25	30,40
Świętokrzyskie .....	26,95	27,20	29,10	29,15	29,20	29,10	29,00	29,40	29,80	28,90	28,00
Warmińsko-mazurskie	27,40	27,10	29,50	30,10	30,70	30,15	29,60	29,85	30,10	29,55	29,00
Wielkopolskie .....	29,15	29,00	31,20	32,15	33,10	33,35	33,60	32,50	31,40	30,85	30,30
Zachodniopomorskie	28,15	28,10	29,40	30,10	30,80	31,00	31,20	30,70	30,20	29,45	28,70

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na wykry. 2 i 3 zaprezentowano kształtowanie się współczynników Giniego różnicowania płac w latach 2000—2010. Wartości wspomnianego miernika dla woj. mazowieckiego w prezentowanym okresie analizy wyraźnie odstawały od poziomu otrzymanego dla pozostałych województw. W celu utrzymania przejrzystości prezentacji danych zdecydowano się umieścić woj. mazowieckie na osobnym wykresie.

Analizując kształtowanie się miernika dyspersji płac w czasie można stwierdzić, że od roku 2001 następował systematyczny wzrost wartości badanego współczynnika w województwach. Największe roczne zmiany wartości miernika przeważająca część województw notowała w latach 2001 i 2002. Dla woj. podkarpackiego był to wzrost o 2,5 p.proc. Tendencja wzrostowa utrzymywała się w większości regionów mniej więcej do roku 2006, po którym obserwujemy coroczny spadek różnicowania płac. Praktycznie, w prezentowanym okresie analizy, różnicowanie regionalne wewnątrz województw było niższe niż różnicowanie płac dla Polski ogółem. Wyjątek stanowiło woj. dolnośląskie, dla którego wartość miernika w 2006 r. wyniosła ok. 34,8% (podczas gdy średni poziom dyspersji płac dla Polski ogółem to ok. 34,3%).

Największy wzrost poziomu różnicowania od 2000 r. do 2010 r. odnotowało woj. opolskie (wzrost o ok. 2,9 p.proc. w 2010 r. w stosunku do wartości miernika w pierwszym roku analizy) oraz woj. podkarpackie (wzrost o ok. 2,8 p.proc.). Przeciętne coroczne tempo wzrostu omawianej kategorii było w tych województwach najwyższe i wynosiło ok. 1,1% (średni wzrost o ok. 0,3 p.proc. rocznie)<sup>20</sup>. Relatywnie najbardziej stabilnym poziomem miernika dyspersji w badanym okresie charakteryzowało się woj. mazowieckie (roczne tempo zmian wyniosło przeciętnie ok. 0,03%).

Przeciętne wartości współczynnika Giniego różnicowania płac w latach 2000—2010 w województwach przedstawiono na wykry. 4.

<sup>20</sup> Przeciętne roczne tempo wzrostu wyznaczono na podstawie średniej geometrycznej.





Średni współczynnik zróżnicowania poziomu płac dla Polski w okresie od 2000 do 2010 r. wyniósł ok. 33%. Oznacza to, że przeciętnie w tym okresie płace dwóch losowo wybranych pracowników różniły się między sobą o ok. 66% przeciętnej płacy (w ujęciu bezwzględnym). Jedynym województwem w badanym okresie, które odznaczało się wyższym średnim poziomem dyspersji płac (w stosunku do poziomu ogólnokrajowego) było woj. mazowieckie. Region ten charakteryzował się również najwyższym przeciętnym zróżnicowaniem wśród wszystkich analizowanych województw (ok. 38,6%). Wyłączając woj. mazowieckie można stwierdzić, że województwa we wschodniej części Polski cechowały się relatywnie mniejszym przeciętnym zróżnicowaniem płac w rozpatrywanym okresie niż województwa w części zachodniej czy centralnej. Stan ten może wynikać z faktu, że w regionach należących do wschodniej części kraju lokowanych jest relatywnie mniej inwestycji wymagających zaangażowania wysoko wykwalifikowanej kadry pracowniczej (a zarazem charakteryzującej się wysokim poziomem kapitału ludzkiego wymagającego wyższego wynagrodzenia)<sup>21</sup>. Obszary te odznaczają się również relatywnie większym udziałem sektora rolniczego w strukturze pracujących. Regionem charakteryzującym się najniższym przeciętnym poziomem współczynnika Giniego w rozpatrywanym okresie było woj. podlaskie (ok. 27,5%).

Na wyk. 5 przedstawiono zróżnicowanie przeciętnej płacy w województwach w latach 2000—2010 w porównaniu do poziomu krajowego. Najwyższą względną przeciętną płacą w analizowanym okresie charakteryzowało się woj. mazowieckie (stanowiącą ok. 128,8% przeciętnej płacy dla Polski ogółem). Jednocześnie w tym województwie przeciętne roczne tempo zmian omawianej kategorii było najwyższe i ujemne (średnio ok. -0,6% rok do roku). Oznaczać to może pewne nieznaczne wyrównywanie się przeciętnych płac w regionie w stosunku do statystycznej płacy w Polsce. Omawiany miernik najniższą wartość osiągnął w województwach warmińsko-mazurskim i podkarpackim. Przeciętna płaca w tych województwach stanowiła odpowiednio ok. 84,8% i ok. 85,0% średniej płacy krajowej. Najszybsze, liczone rok do roku, przeciętne tempo zmian w omawianym okresie notowało woj. lubelskie (tempo ok. 0,4%, przy przeciętnej wartości miernika ok. 87,1%).

Odnosząc uzyskane wyniki do przeciętnego poziomu współczynnika Giniego mierzącego nierówność płac można zauważyć, że średnio rzecz biorąc, wyższym współczynnikom dyspersji towarzyszył przeciętnie wyższy poziom względnej płacy przeciętnej (i na odwrót). Współczynnik korelacji pomiędzy przeciętnym poziomem płac w badanym okresie a współczynnikiem Giniego wyniósł ok. 0,91. Wyjątek stanowiło woj. łódzkie, gdzie relatywnie przeciętna płaca wynosiła zaledwie 87,3%, przy współczynniku Giniego wynoszącym 31,3% (stosunkowo niska płaca względna przy stosunkowo wysokim współczynniku Giniego). Podobna relacja wystąpiła w województwach warmińsko-mazurskim i kujawsko-pomorskim.

---

<sup>21</sup> Analizę zróżnicowania w poziomie kapitału ludzkiego w układzie wojewódzkim dla Polski można znaleźć m.in. w Roszkowska (2010), s. 157—171.



Kwestię wpływu nierówności na wzrost gospodarczy nadal można postrzegać jako otwarty temat licznie omawiany w literaturze. Powstało wiele teorii oraz modeli próbujących ująć ten złożony problem. Jak pisze R. J. Barro<sup>22</sup>, wszystkie te teorie można zgrupować w cztery klasy odpowiadające czynnikom, poprzez które nierówności mogą oddziaływać na procesy wzrostu gospodarczego, do których zaliczono:

- 1) niedoskonałości rynku kredytowego,
- 2) niepokoje społeczne,
- 3) ekonomię polityczną,
- 4) stopę oszczędności.

Wymienione powyżej czynniki nie dostarczają jednoznacznej odpowiedzi dotyczącej kierunku transmisji dyspersji płac na wzrost gospodarczy. Z jednej strony, co zauważa Mikuła<sup>23</sup>, *pewien poziom nierówności jest bodźcem motywującym do wzmożonej aktywności i efektywniejszej pracy. Jednostki bardziej produktywnie osiągają wyższe dochody, otrzymując nagrodę za wysoką wydajność pracy. Z drugiej strony*, jak dostrzegają Kumor i Sztudynger<sup>24</sup>, *wysoki poziom nierówności przyczynia się do powiększenia szarej strefy (np. wskutek zbyt dużych obciążeń podatkowych) czy niższej efektywności biedniejszego pracownika (brak możliwości awansu).*

Jak już wspomniano, na gruncie dwóch sprzecznych stanowisk powstała koncepcja parabolicznego wpływu dyspersji dochodów na wzrost gospodarczy. Zgodnie z tą hipotezą wzrost poziomu nierówności dochodowych (płacowych), gdy te są relatywnie małe, powoduje przyspieszenie wzrostu gospodarczego. Wzrost nierówności wiąże się z uzyskiwaniem coraz większych wynagrodzeń przez pracowników cechujących się najwyższym wykształceniem i wydajnością. To z kolei przekłada się na opisywany wcześniej bodziec motywujący pracowników do bardziej efektywnej pracy. Jednak w sytuacji, gdy zróżnicowanie wynagrodzeń jest zbyt duże, coraz większy udział dochodów przypada na coraz mniejszą grupę pracowników. Jak zauważa P. Kumor<sup>25</sup>, nie sprzyja to kooperacji pomiędzy nimi, obniża wydajność biedniejszej części pracowników i zachęca ich do niekorzystnych postaw względem przedsiębiorstwa (redukcja czasu pracy, wykorzystywanie majątku firmy w innych celach niż praca). J. Sztudynger<sup>26</sup> twierdzi, że optymalne zróżnicowanie płac czy dochodów może zostać osiągnięte w wyniku gry dwóch sił: z jednej strony najsilniejszej, bogatszej części społeczeństwa, dbającej o własne interesy i próbującej utrzymać swoją przewagę, a z drugiej strony państwa i związków zawodowych jako opiekunów reprezentujących interesy słabszych ekonomicznie jednostek.

<sup>22</sup> Barro (1999), s. 1—7.

<sup>23</sup> Mikuła (2005), s. 15.

<sup>24</sup> Kumor, Sztudynger (2007), s. 47 i 48.

<sup>25</sup> Kumor (2011), s. 32; Kumor, Sztudynger (2007), s. 48; Kumor (2008), s. 49 i 50.

<sup>26</sup> Sztudynger (2003), s. 77.

Empiryczne zastosowanie omawianej koncepcji w ujęciu wojewódzkim można znaleźć w innych pracach autora (Mowczan, 2013; Mowczan 2014). We wspomnianych analizach zastosowano klasyczny model wzrostu gospodarczego, do którego parabolicznie wprowadzono zróżnicowanie płac mierzone współczynnikiem koncentracji Lorenza. Model oszacowano na próbie panelowej z okresu 2000—2010. Na podstawie tych oszacowań wyznaczono parabolę opisującą sposób, w jaki zmiany zróżnicowania dochodów wpłyną na wzrost gospodarczy pięciu województw (lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego)<sup>27</sup>:

$$\dot{Y}_{it} = -0,0883 GINI_{it-1}^2 + 5,27 GINI_{it-1} \quad (2)$$

gdzie:

- $\dot{Y}_{it}$  — realna stopa wzrostu PKB w  $i$ -tym województwie w okresie  $t$ , w stosunku do roku poprzedzającego w %,  
 $GINI_{it-1}$  — współczynnik Giniego zróżnicowania płac w okresie  $t-1$  w  $i$ -tym województwie w %.

Funkcja (2) osiąga ekstremum dla wartości ok. 29,8%<sup>28</sup>. Wartości te można utożsamiać z pewnym poziomem nierówności płacowych, które są przez społeczeństwo najbardziej akceptowalne. Na podstawie równania (2) wykreślono przebieg paraboli zaprezentowany na wykry. 6, na który naniesiono również faktyczne stopy wzrostu PKB oraz współczynnik Giniego w województwach w badanym okresie.

<sup>27</sup> Parametry równania (2) wyznaczono na podstawie oszacowań modelu wzrostu gospodarczego przedstawionego w innej pracy autora (Mowczan, 2014). Model ten estymowano wykorzystując dane panelowe pochodzące z zasobów GUS z lat 2000—2010 i uzyskano następujące oszacowania:

$$\dot{Y}_{it} = -75,3 + 0,0748 \dot{L}_{it} + 0,150 \Delta \frac{I_{it}}{Y_{it}} + (4,38 + 0,895U1) GINI_{it-1} +$$

t	-3,93	1,86	2,24	3,79	3,02
	-(0,0593 + 0,0290U2) GINI <sub>it-1</sub> <sup>2</sup> + 5,11U04				
	-3,43	-2,88	4,43		

$R^2 = 41,0\%$ ,  $AR^2 = 38,3\%$ ,  $F_{(7, 152)} = 15,1$ ,  $BP = 1,87 (0,17)$ ,  $Hausman = 10,30 (0,17)$ ,  $DW = 2,05$   
gdzie:

$\dot{L}_{it}$  — stopa wzrostu liczby pracujących,

$\frac{I_{it}}{Y_{it}}$  — stopa inwestycji,

$U1, U2, U04$  — zmienne sztuczne.

Konstruując model starano się różnicować parametry przy wprowadzonej w sposób paraboliczny funkcji dyspersji płac (w celu otrzymania różnych parabol dla różnych regionów). Pomimo że był on estymowany na próbie panelowej dla 16 województw, akceptowalne wyniki otrzymano jedynie dla pięciu z nich.

<sup>28</sup> Przy założeniu, że rozważane optimum było stałe w czasie.

W tabl. 2 zaprezentowano straty stopy wzrostu PKB wynikające z nieoptymalnych wartości współczynnika nierównomierności płac w latach 2001—2011. W pierwszej kolejności obliczono teoretyczne stopy wzrostu na podstawie równania (2) wykorzystując faktycznie zaobserwowane wartości współczynnika Giniego (dane historyczne z lat 2000—2010). Następnie oszacowano wzrost gospodarczy w punkcie optimum, tj. wartości stopy wzrostu wynikającej z rozpatrywanego modelu dla współczynnika Giniego równego ok. 29,8%. Stratę zdefiniowano jako różnicę pomiędzy tymi dwoma wielkościami. Dla przykładu, jeśli zróżnicowanie płac w woj. lubelskim w 2000 r. wyniosło ok. 26,6%, to wzrost gospodarczy w roku następnym będzie niższy o ok. 0,9 p.proc. od potencjalnie możliwego do uzyskania, niż gdyby zróżnicowanie to kształtowało się w okolicach poziomu optymalnego.

**TABL. 2. OSZACOWANIE STRAT STOPY WZROSTU Z TYTUŁU NIEOPTYMALNYCH WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA GINIEGO W ZAKRESIE PŁAC W P.PROC.**

Województwa	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Lubelskie .....	-0,9	-0,5	-0,1	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	-0,3	-0,6
Podkarpackie .....	-2,2	-2,2	-0,6	-0,3	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	-0,4	-0,4	-0,4
Podlaskie .....	-1,6	-2,0	-0,1	-0,2	-0,4	-0,2	-0,1	-0,2	-0,3	-0,5	-0,8
Świętokrzyskie .....	-0,7	-0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	-0,1	-0,3
Warmińsko-mazurskie	-0,5	-0,7	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1

Źródło: opracowanie własne.

Analizując szacunki zawarte w tabl. 2 stwierdzono, że w badanym okresie najbliżej optimum (zróżnicowania płac) znajdowało się woj. warmińsko-mazurskie. W okresie od 2003 r. do 2010 r. region ten charakteryzował się,

średnio rzecz biorąc, maksymalnym możliwym wzrostem (znajdując się najbliżej optymalnej wartości współczynnika Giniego nierównomierności płac). Największe spowolnienie stopy wzrostu PKB w przypadku większości rozpatrywanych województw wystąpiło na początku okresu (lata 2001 i 2002).

## Podsumowanie

Analizy dotyczące wpływu dyspersji płac na wzrost gospodarczy na poziomie regionalnym są utrudnione głównie ze względu na dostępność danych statystycznych. Szeregi zawierające informacje o współczynniku koncentracji Lorenza dotyczącym płac pochodzą z badań o częstotliwości dwuletniej. Z tego powodu w artykule przedstawiono zbiór danych opisujących nierównomierność rozkładu płac w ujęciu wojewódzkim, w latach 2000—2010, wraz z ich analizą statystyczną.

Informacje o współczynniku Giniego obliczonym dla płac wykorzystano do badań nad wpływem nierówności płacowych na wzrost gospodarczy. Przyjęto hipotezę o parabolicznym wpływie tych nierówności na proces wzrostu w województwach. W przypadku grupy składającej się z pięciu województw, tj.: lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego, wyznaczono tzw. optymalny poziom dyspersji płac wynoszący ok. 29,8%. Oszacowanie to można utożsamiać z takim poziomem nierówności płacowych, który maksymalizuje stopę wzrostu PKB w danym regionie.

Oszacowanie optymalnego poziomu nierówności płacowych pozwala stwierdzić, jakie straty na efektywności gospodarczej poniósł region w wyniku zbyt niskiego lub zbyt wysokiego zróżnicowania płac. Potencjalny zysk (lub strata w przypadku odejścia od optimum) z tytułu zmiany poziomu tych nierówności mógłby być pewną wskazówką dla regionalnej polityki dochodowej. Może to być również punkt wyjścia do dalszych analiz, np. nad zróżnicowaniem polityki ekonomicznej i społecznej w regionach.

---

**mgr Damian Mowczan** — Uniwersytet Łódzki

## LITERATURA

- Barro R. J. (2000), *Inequality and growth in a panel of countries*, „Journal of Economic Growth”, No. 5
- Barro R. J. (1999), *Inequality, growth and investment*, „NBER Working Paper Series”, No. 7038
- Blumle G., Sell F. L. (1998), *A positive theory of optimal personal income distribution and growth*, „Atlantic Economic Journal”, Vol. 26, No. 4
- Chen B.-L. (2003), *An inverted-U relationship between inequality and long-run growth*, „Economics Letters”, Vol. 78
- Jędrzejczak A. (2011), *Metody analizy rozkładów dochodów i ich koncentracji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Kumor P. (2008), *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7—8

- Kumor P. (2009), *Współzależność nierówności płac ze wzrostem gospodarczym w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7
- Kumor P. (2011), *Wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy*, [w:] Kwiatkowski E., KucharSKI L. (red.), *Wzrost gospodarczy — rynek pracy — polityka państwa*, Uniwersytet Łódzki
- Kumor P., Sztudynger J. J. (2007), *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce — analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1
- Mikuła E. (2005), *Wzrost gospodarczy a nierówności dochodowe — wzajemne sprzężenia. Ujęcie teoretyczne*, [w:] *Teoretyczne aspekty gospodarowania*, Kopycińska D. (red.), Wydawnictwo Naukowe Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego
- Mowczan D. (2013), *Regionalne zróżnicowanie płac w Polsce a wzrost gospodarczy — w poszukiwaniu optymalnego poziomu nierówności*, Biblioteka Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego, Łódź
- Mowczan D. (2014), *Optymalny poziom zróżnicowania płac w polskich województwach a wzrost gospodarczy*, „Studia Prawno-Ekonomiczne” (przesłano do redakcji)
- Persson T., Tabellini G. (1994), *Is inequality harmful for growth?*, „American Economic Review”, No. 3
- Roszkowska S. (2010), *Regionalne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce*, [w:] Kwiatkowski E., Kwiatkowska W. (red.), *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Sobczyk M. (2006), *Statystyka, aspekty praktyczne i teoretyczne*, Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej, Lublin
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010* (2012), GUS
- Sztudynger J. J. (2003), *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Uniwersytet Łódzki
- Sztudynger J. J. (2005), *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, PWN, Warszawa

## SUMMARY

*The article presents the statistical series characterizing the uneven distribution of wages in Polish Voivodships in 2000—2010, measured in concentration Lorenz index. This information was used to examine the relationship between wage differentials and economic growth at the regional level. The optimal level of wage differentiation understood as the level that maximizes the rate of economic growth was determined.*

## РЕЗЮМЕ

*В статье были представлены статистические ряды характеризующие неравенство распределения вознаграждений в воеводском подходе в 2000—2010 гг, измеряемые индексом концентрации Лоренца. Эти информации были использованы в обследовании зависимости между дифференциацией вознаграждений и экономическим ростом в региональном подходе. Определенный таким образом оптимальный уровень дифференциации вознаграждений понимаемый как уровень, который максимизирует ставку (темпы) экономического роста.*