

Damian MOWCZAN\*

## OPTYMALNY POZIOM ZRÓŻNICOWANIA PŁAC W POLSKICH WOJEWÓDZTWACH A WZROST GOSPODARCZY<sup>1</sup>

### (Streszczenie)

W artykule poruszony został problem wyznaczania optymalnego poziomu nierówności płacowych w ujęciu regionalnym. Zaprezentowano koncepcję parabolicznego wpływu nierówności dochodowych na wzrost gospodarczy. W dalszej kolejności autor przedstawił kształtowanie się dysproporcji płacowych mierzonych współczynnikiem koncentracji Lorenza w polskich województwach w latach 2000–2010. Podjęta została również próba oszacowania wpływu tych dysproporcji na wzrost gospodarczy przy wykorzystaniu modelu ekonometrycznego.

Analizy potwierdzają opisywaną relację jedynie w części. Optymalny poziom nierówności płacowych został wiarygodnie oszacowany dla pięciu polskich województw.

**Słowa kluczowe:** dysproporcje płacowe; współczynnik koncentracji Lorenza; wzrost gospodarczy; analizy regionalne

### 1. Wprowadzenie

Proces wzrostu oraz rozwoju gospodarczego cechuje się nierównomiernością przebiegu zarówno w czasie, jak i przestrzeni. Znajduje to swoje odzwierciedlenie w występowaniu cykli koniunkturalnych oraz dysproporcji rozwojowych. Zjawiska te widoczne są nie tylko w skali kraju, ale także w wymiarze regionalnym.

---

\* Mgr, doktorant, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny Uniwersytetu Łódzkiego; e-mail: mowikk@gmail.com

<sup>1</sup> Artykuł opublikowany w ramach projektu „Popularyzacja najnowszej wiedzy ekonomicznej wśród ludzi młodych” realizowanego z Narodowym Bankiem Polskim w ramach programu edukacji ekonomicznej.

Za uwagi wniesione do tekstu autor chce szczególnie podziękować prof. Janowi Jackowi Sztaudyngerowi.

Wielkość różnic pomiędzy bogatymi a biednymi, wyrażona w postaci nierównomierności rozkładu dochodów (płac), może prowadzić zarówno do efektów negatywnych, jak i pozytywnych. Z jednej strony duże dysproporcje mogą powodować niepokoje społeczne, spadek zaufania czy zadowolenia z życia. Z drugiej strony istniejące różnice w podziale dochodów powinny być bodźcem motywującym do pracy zarówno pracowników (zwiększając efektywność ich pracy), jak i przedsiębiorstwa, rozumiane jako zespoły pracownicze. Zróżnicowania te są w części uzasadnione różnicami w poziomie kapitału ludzkiego lub innych czynników wzrostu (takich jak np. wyposażenie w zasoby naturalne czy ukształtowanie terenu rozpatrywane pod kątem infrastruktury komunikacyjnej). Efekty te mogą przełożyć się na przyspieszenie bądź spowolnienie wzrostu gospodarczego<sup>2</sup>.

Celem niniejszego artykułu jest poszukiwanie optymalnych, z punktu widzenia tempa wzrostu gospodarczego, nierówności płacowych w polskich województwach. Główna hipoteza badawcza, jaka została przyjęta w analizach, stanowi, iż istnieje paraboliczna zależność opisująca wpływ wewnątrzregionalnego zróżnicowania dochodów (płac) na stopy wzrostu PKB w polskich województwach. Przyczyną występowania związku o charakterze nieliniowym (parabolicznym) może być nasilenie się wspomnianych wcześniej negatywnych efektów, gdy coraz większa część społeczeństwa zaczyna postrzegać istniejące nierówności płacowe jako zbyt niskie lub zbyt wysokie. W konsekwencji powoduje to spowolnienie wzrostu gospodarczego (np. w skutek spadku wydajności pracy niezadowolonych pracowników czy braku motywacji do podnoszenia swoich kwalifikacji).

## 2. Koncepcja parabolicznego wpływu nierówności na wzrost gospodarczy

W literaturze prezentowane są dwa główne stanowiska co do kierunku wpływu nierówności ekonomicznych na wzrost gospodarczy. Według pierwszego wzrost lub spadek nierówności będzie pociągał za sobą przyspieszenie bądź spowolnienie procesów wzrostu w tym samym kierunku. Pozytywny wpływ może wystąpić w społeczeństwach bardziej zróżnicowanych, gdy medianowy wyborca będzie

<sup>2</sup> Zob. szerzej np.: **J.J. Sztudynger**, *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005, s. 68–69; **G.A. Cornia, J. Court**, *Inequality, growth and poverty in the era of liberalization and globalization*, UNU/WIDER, Helsinki 2001, s. 23–25, <http://www.rrojasdatabank.info/unupb4.pdf>; stan na dzień 12.02.2014 r.; o kanałach wpływu nierówności na wzrost gospodarczy m.in. w: **R.J. Barro**, *Inequality, growth and investment*, NBER Working Paper Series 1999/7038, s. 1–7.

głosował za wyższą stawką podatku przeznaczoną na finansowanie edukacji publicznej (co z kolei powinno przełożyć się na zwiększenie agregatowego poziomu kapitału ludzkiego)<sup>3</sup>. Drugie stanowisko mówi o negatywnym oddziaływaniu nierówności na wzrost gospodarczy. Jednym z powodów, jak twierdzą Oded Galor i Joseph Zeira<sup>4</sup>, może być niedoskonałość rynku kredytowego. Gorzej sytuowana część społeczeństwa często nie jest w stanie ponieść kosztów związanych z inwestycjami w kapitał ludzki. Produktywność takich jednostek będzie znacznie niższa niż potencjalna, którą mogliby osiągnąć, gdyby wspomniane niedoskonałości nie występowały. Robert Joseph Barro<sup>5</sup> zauważa, że nierówności dochodowe mogą zachęcać do działań przestępczych i wywoływać niepokoje społeczne, przyczyniając się tym samym do spowolnienia procesów wzrostu (marnotrawienie zasobów).

Rozbieżność wniosków, zarówno na podstawie teorii, jak i badań empirycznych, doprowadziła do zaproponowania nieliniowej relacji pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym. Omawianą koncepcję w nielicznych badaniach empirycznych zastosowali m.in. Gerold Blumle i Friedrich Leopold Sell (1998)<sup>6</sup>, Been-Lon Chen (2003)<sup>7</sup>. W analizach tych badaczy wykorzystano nieliniową funkcję o kształcie parabolicznym<sup>8</sup>. W polskiej literaturze koncepcja parabolicznej zależności pomiędzy nierównościami dochodowymi a wzrostem gospodarczym przedstawiona została przez Jana Jacka Sztudyngera<sup>9</sup>. Empiryczną weryfikację tej koncepcji dla Polski można znaleźć w pracy Pawła Kumora oraz J.J. Sztudyngera<sup>10</sup>.

Graficzną ilustrację parabolicznej relacji nierówności i wzrostu gospodarczego przedstawiono na rysunku 1, z którego odczytujemy, że wzrost nierówności

<sup>3</sup> **K.J. Forbes**, *A reassessment of the relationship between inequality and growth*, The American Economic Review 2000/90/4, s. 870.

<sup>4</sup> **O. Galor, J. Zeira**, *Income Distribution and Macroeconomics*, Review of Economic Studies 1993/60/1, s. 36.

<sup>5</sup> **R.J. Barro**, *Inequality and growth in a panel of countries*, Journal of Economic Growth 2000/5, s. 7.

<sup>6</sup> Zob. **G. Blumle, F.L. Sell**, *A positive theory of optimal personal income distribution and growth*, Atlantic Economic Journal 1998/26/4, s. 331–352.

<sup>7</sup> Zob. **B.-L. Chen**, *An inverted-U relationship between inequality and long-run growth*, Economics Letters 2003/78, s. 205–212.

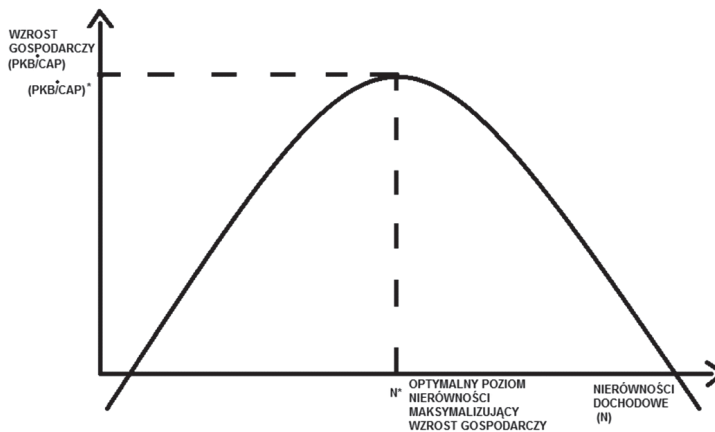
<sup>8</sup> **P. Kumor**, *Wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy*, w: **E. Kwiatkowski, L. KucharSKI** (red.), *Wzrost gospodarczy – rynek pracy – polityka państwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011, s. 32.

<sup>9</sup> Zob. **J.J. Sztudynger**, *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2003, s. 76.

<sup>10</sup> Zob. **P. Kumor, J.J. Sztudynger**, *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonomiczna*, Ekonomista 2007/1, s. 45–59.

dochodowych (płacowych), gdy te są relatywnie małe, spowoduje przyspieszenie wzrostu gospodarczego. Wzrost nierówności wiąże się z uzyskiwaniem coraz większych wynagrodzeń przez pracowników o najwyższym wykształceniu, kwalifikacjach i wydajności. To z kolei przekłada się na opisywany wcześniej bodziec motywujący pracowników do bardziej efektywnej pracy. Wzrost dyspersji płac zachęca do inwestowania w rozwój własnych kompetencji w nadziei na wyższe zarobki w przyszłości. Pracownicy niżej wykwalifikowani godzą się na te różnice, gdyż mogą czerpać korzyści związane z dodatkowym wzrostem gospodarczym. Gdy jednak zróżnicowanie wynagrodzeń jest zbyt duże, coraz większa część dochodów przypada na coraz mniejszą grupę pracowników. Nie sprzyja to kooperacji pomiędzy nimi, obniża wydajność niżej kwalifikowanych pracowników o niższych wynagrodzeniach i zachęca ich do niekorzystnych postaw względem przedsiębiorstwa (redukcja czasu pracy, wykorzystywanie majątku firmy w innych celach niż praca)<sup>11</sup>.

RYSUNEK 1: Graficzna prezentacja parabolicznego wpływu nierówności na wzrost gospodarczy



Źródło: oprac. własne na podst. **J.J. Sztudynger**, *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny...*, s. 71; **P. Kumor**, *Wpływ nierówności płac...*, s. 32.

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. Z drugiej

<sup>11</sup> **P. Kumor**, *Wpływ nierówności płac...*, s. 32; **P. Kumor, J.J. Sztudynger**, *Optymalne...*, s. 48; **P. Kumor**, *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, *Gospodarka Narodowa* 2008/7–8, s. 49–50.

strony – państwa i związków zawodowych, jako opiekunów reprezentujących interesy słabszych ekonomicznie jednostek<sup>12</sup>.

Koncepcja nieliniowego (parabolicznego) wpływu nierówności dochodowych na wzrost gospodarczy zdaje się dobrze godzić oba przeciwstawne poglądy na temat kierunku tego wpływu. Zawsze bowiem w gospodarce będą istniały grupy społeczne, w interesie których będzie leżało zwiększenie, i inne grupy, w których interesie będzie leżało zmniejszenie istniejących różnic dochodowych. Dla przykładu osoby bogatsze, cechujące się wysokim poziomem kapitału ludzkiego, mogą reagować niechętnie na próby ograniczania ich dochodów na rzecz osób biedniejszych (np. poprzez progresywny podatek dochodowy). Równocześnie uboższe grupy społeczne wyrażą zapewne większą dozę akceptacji dla takich działań. Idea optymalnego poziomu nierówności dochodowych, rozumianego jako pewien stan harmonii, w którym ogół społeczeństwa akceptuje istniejące różnice dochodów (postrzega je jako sprawiedliwe i uzasadnione), wydaje się przekonująca.

### 3. Nierówności płac w polskich województwach w latach 2000–2010

W niniejszym artykule współczynnik Giniego obliczony dla płac został przyjęty jako istotny miernik reprezentujący nierówności (zastosowano go w dalszej części przy próbie oszacowania odpowiednich modeli). Przyjęte podejście wynika z niemożności pozyskania danych dotyczących zróżnicowania dochodów w układzie wojewódzkim w Polsce. Główny Urząd Statystyczny z powodów metodologicznych (m.in. reprezentacyjny charakter badania) oblicza współczynnik Giniego nierównomierności dochodów jedynie dla Polski ogółem<sup>13</sup>.

Źródłem danych o współczynniku koncentracji Lorenza (po roku 1999) jest badanie GUS oznaczone symbolem *Z-12*, powtarzane cyklicznie z częstotliwością

<sup>12</sup> J.J. Sztudynger, *Modyfikacje...*, s. 77.

<sup>13</sup> W układzie wojewódzkim opublikowano po raz pierwszy omawiane współczynniki dla województw mazowieckiego i śląskiego (były to województwa o najwyższej liczbie zbadanych gospodarstw), w: *Budżety gospodarstw domowych w 2011 roku* (odpowiedź udzielona przez Departament Informacji GUS, dotycząca zapytania o dostępność danych na temat zróżnicowania dochodów i płac z dnia 21.01.2013 r.). Szeregi statystyczne dotyczące nierówności płac w układzie wojewódzkim, w latach 2000–2010, mierzone współczynnikiem Giniego, uzyskano dzięki uprzejmości Andrzeja Macieja Piwowarczyka (Departament Pracy Głównego Urzędu Statystycznego).

dwuletnią od 2002 roku<sup>14</sup>. W celu uzupełnienia danych, dotyczących omawianego wskaźnika w układzie wojewódzkim w latach 2000, 2003, 2005, 2007, 2009 zastosowano metody interpolacyjne<sup>15</sup>.

Przeciętne wartości współczynników Giniego zróżnicowania płac w latach 2000–2010 w polskich województwach przedstawiono na rys. 2.

Średni współczynnik zróżnicowania poziomu płac dla Polski w okresie od 2000 do 2010 wyniósł około 33%. Oznacza to, że przeciętnie w tym okresie płace dwóch losowo wybranych pracowników różniły się między sobą średnio o około 66% przeciętnej płacy (w ujęciu bezwzględnym)<sup>16</sup>. Jedynym województwem w badanym okresie, które odznaczało się wyższym średnim poziomem dyspersji płac (w stosunku do poziomu ogólnokrajowego), było województwo mazowieckie. Region ten charakteryzował się również najwyższym przeciętnym zróżnicowaniem wśród wszystkich analizowanych województw (około 38,6%). Wyłączając województwo mazowieckie, można stwierdzić, że województwa we wschodniej części Polski cechują się relatywnie mniejszym przeciętnym zróżnicowaniem płac w rozpatrywanym okresie niż województwa zachodnie czy centralne. Stan ten może wynikać z faktu, że w regionach należących do ściany wschodniej lokowanych jest relatywnie mniej inwestycji wymagających zaangażowania wysoko wykwalifikowanej kadry pracowniczej (a zarazem charakteryzującej się wysokim poziomem kapitału ludzkiego, wymagającej wyższego wynagradzania)<sup>17</sup>. Obszary te odznaczają się również relatywnie większym udziałem sektora rolniczego w strukturze pracujących (posiadają mniejsze sektory przemysłowe oraz wysoko wykwalifikowanych usług). Regionem odznaczającym się najniższym przeciętnym poziomem współczynnika Giniego w rozpatrywanym okresie było województwo podlaskie (około 27,5%).

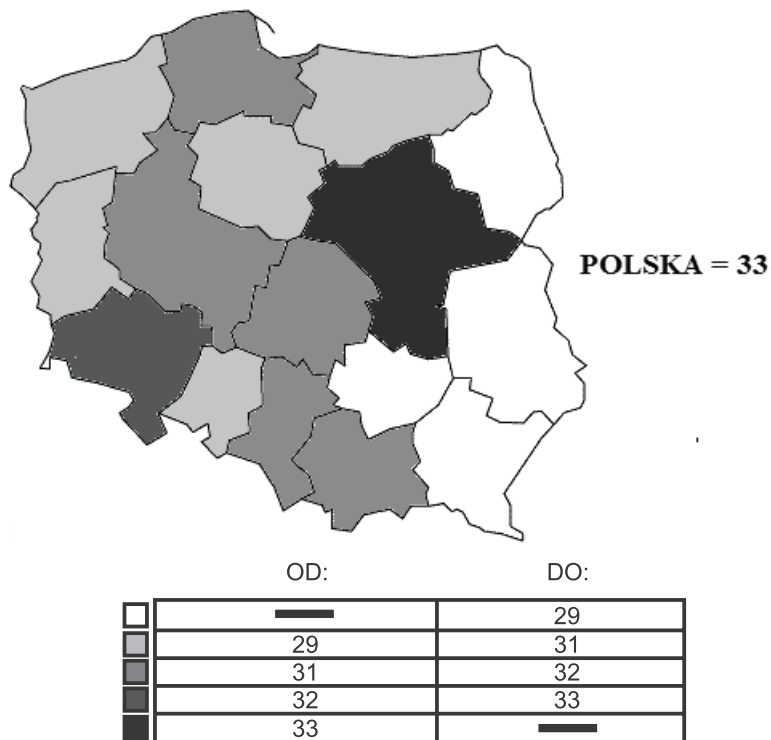
<sup>14</sup> GUS w swoich publikacjach dla współczynnika Giniego mierzącego nierówność płac stosuje nazwę „współczynnik koncentracji Lorenza”; por. **S.M. Kot**, *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Kraków 2000, s. 114.

<sup>15</sup> Wskaźniki Giniego zróżnicowania płac w latach 1970–2006 (dla Polski ogółem) zostały opublikowane w pracy: **P. Kumor**, *Współzależność nierówności płac ze wzrostem gospodarczym w Polsce*, Wiadomości Statystyczne 2009/7, s. 10–28.

<sup>16</sup> Interpretacje oparto o wzór prezentowany w: **S.M. Kot**, *Ekonometryczne modele...*, s. 114.

<sup>17</sup> Analizę zróżnicowania w poziomie kapitału ludzkiego w układzie wojewódzkim dla Polski można znaleźć m.in. w: **S. Roszkowska**, *Regionalne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce*, w: **E. Kwiatkowski**, **W. Kwiatkowska** (red.), *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo UŁ, Łódź 2010, s. 157–171.

RYSUNEK 2: Średnie współczynniki Giniego nierówności płac w polskich regionach w latach 2000–2010 (w %)<sup>18</sup>



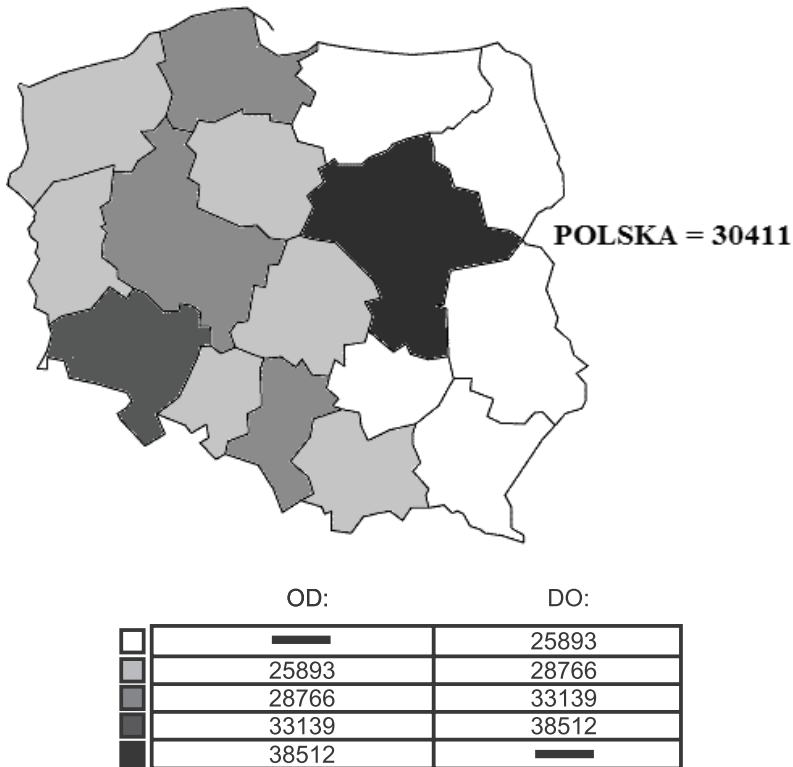
Źródło: oprac. własne na podst. danych GUS.

Na rysunku 3 przedstawiono przeciętną wartość PKB na mieszkańca w cenach stałych z 2010 roku, w układzie wojewódzkim.

Porównując przeciętny realny poziom PKB per capita z przeciętnym zróżnicowaniem płac w Polskich województwach, można wyciągnąć następujące wnioski. Relatywnie wyższemu poziomowi PKB na mieszkańca towarzyszył relatywnie wyższy poziom zróżnicowania płac. Potwierdza to współczynnik korelacji, który wyniósł ok. 0,95. Województwa ściany wschodniej (podkarpackie, lubelskie, świętokrzyskie, podlaskie oraz warmińsko-mazurskie) należą zarówno do regionów najbiedniejszych (przeciętne PKB per capita w tych 5 regionach wyniosło ok. 22 tys. zł rocznie), jak i o najmniejszej dyspersji płac (przeciętnie ok. 28%).

<sup>18</sup> Przeciętne współczynniki Giniego nierówności płac w badanym okresie obliczone zostały przy zastosowaniu średniej arytmetycznej dla danych rocznych.

RYSUNEK 3: Średni realny poziom PKB per capita w polskich regionach w latach 2000–2010 (w zł, ceny stałe z 2010 roku)<sup>19</sup>



Źródło: oprac. własne na podst. danych GUS.

#### 4. Optymalny poziom nierówności płac w polskich województwach

W celu oszacowania wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy regionów w Polsce, wykorzystane zostanie narzędzie w postaci modelu ekonometrycznego. Za punkt wyjścia posłuży neoklasyczna funkcja produkcji Cobba-Douglasa<sup>20</sup>:

<sup>19</sup> Przeciętne realne PKB per capita obliczono na podstawie średniej arytmetycznej z PKB per capita w cenach stałych z 2010 roku – dla lat 2000–2010.

<sup>20</sup> P. Kawa, *Kapitał ludzki jako czynnik wzrostu gospodarczego w ujęciu nowych teorii wzrostu*, w: D. Kopycińska (red.), *Zarządzanie kapitałem ludzkim w gospodarce*, Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007, s. 8.



$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}, \text{ gdzie: } \alpha \in (0,1), \quad (1)$$

gdzie:

$Y$  – produkcja;

$K$  – kapitał;

$L$  – siła robocza;

$A$  – miara technologii (TFP).

Postać funkcyjną w modelu (1) w pierwszej kolejności przekształcono poprzez zlogarytmowanie równania stronami oraz przejście na przyrosty zmiennych. Następnie założono równoważność przyrostów logarytmów zmiennych ze stopami ich wzrostu, tj.

$$\Delta \ln(Y_t) \approx \dot{Y}_t, \quad (2)$$

gdzie:

$\Delta \ln(Y_t)$  – przyrost logarytmu naturalnego zmiennej  $Y$  z okresu  $t-1$  do  $t$ ;

$\dot{Y}_t$  – stopa wzrostu zmiennej  $Y$  w okresie  $t$  w stosunku do  $t-1$ .

Stosując powyższe przekształcenia, uzyskano model wzrostu gospodarczego następującej postaci:

$$\dot{Y}_t = \dot{A}_t + \alpha \dot{K}_t + (1-\alpha)\dot{L}_t, \quad (3)$$

W kolejnym kroku stopa wzrostu kapitału rzeczowego w modelu (3) została zastąpiona przez przyrost stopy inwestycji<sup>21</sup>. Ostatecznie listę czynników wpływających na stopę wzrostu gospodarczego poszerzono o nieliniowo wprowadzony miernik nierówności dochodów (płac). Zabiegi te prowadzą do modelu następującej postaci:

$$\dot{Y}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \left( \frac{I_t}{Y_t} \right) + \alpha_2 \dot{L}_t + f(N_t) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie:

$\dot{Y}_t$  – stopa wzrostu PKB (w cenach stałych);

$\left( \frac{I_t}{Y_t} \right)$  – stopa inwestycji (stosunek inwestycji w kapitał rzeczowy do PKB);

$f(N_t)$  – funkcja nierówności dochodów (płac); np. funkcja paraboliczna;

$\alpha_i$  – parametry strukturalne modelu;

$\varepsilon_t$  – składnik losowy;

$t$  – indeks czasu.

<sup>21</sup> Zob. **J.J. Sztudynger**, *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny...*, s. 15.

Analiza prowadzona w niniejszym artykule opiera się na danych panelowych (16 województw w latach 2000–2010). Z tego powodu zapis modelu (4) należałoby rozszerzyć o indeks odpowiadający kolejnym jednostkom terytorialnym:

$$\dot{Y}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \left( \frac{I_{it}}{Y_{it}} \right) + \alpha_2 L_{it} + f(N_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

gdzie:  $i$  – indeks odpowiadający kolejnym województwom.

Najbardziej pożądaną sytuacją byłaby możliwość oszacowania oddzielnych modeli dla każdego z 16 województw. Otrzymano by wtedy 16 unikalnych nieliniowych zależności, opisujących wpływ nierówności na stopę wzrostu gospodarczego, na podstawie których można by wyznaczyć wartości optymalne. Niestety, problem z uzyskaniem odpowiednio długich szeregów czasowych sprawia, że takie estymacje stają się niemożliwe (ze względu na wymaganą liczbę stopni swobody). Nie powiodły się również próby oddzielnej estymacji w grupach, po kilka województw (nieistotność oszacowań, znaki niezgodne z oczekiwanymi). Ostatecznie postanowiono estymować wszystkie regiony łącznie przy pomocy jednego modelu panelowego. W celu wyizolowania grupy (lub kilku grup) województw o podobnym poziomie optymalnego zróżnicowania płac w ramach modelu (5) różnicowano parametry przy nieliniowej funkcji, opisującej zależność stopy wzrostu PKB od poziomu zróżnicowania płac. Udało się wyróżnić dwie grupy województw o różnym optymalnym współczynniku dyspersji płac i różnej reakcji stopy wzrostu gospodarczego na jego zmianę. Grupy te przedstawiono na rysunku 4. W grupie numer dwa znalazły się województwa: lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie. Jak pokazano wcześniej na rysunkach 2 oraz 3, województwa te charakteryzowały się najniższym poziomem rozwoju gospodarczego oraz najmniejszą dyspersją płac w badanym okresie (współczynnik zmienności dla przeciętnego poziomu PKB per capita w tej grupie wyniósł ok. 5,7%).

RYSUNEK 4: Wynik grupowania województw z wykorzystaniem modelu ekonometrycznego z różnicowaniem parametrów funkcji nieliniowej nierówności płac



Źródło: oprac. własne.

Otrzymano następujące oszacowania parametrów modelu (5):

$$\dot{Y}_{it} = -75,3 + 0,0748 L_{it} + 0,150\Delta \frac{I_{it}}{Y_{it}} + (4,38 + 0,895U1)GINI_{it-1} + \quad (6)$$

$$|t| \quad -3,93 \quad 1,85 \quad 2,24 \quad 3,79 \quad 3,02$$

$$-(0,0593 + 0,0290U2)GINI_{it-1}^2 + 5,11U04$$

$$-3,43 \quad -2,88 \quad 4,43$$

$$R^2 = 41,0\% \quad AR^2 = 38,3\% \quad S_e = 1,96 \quad DH = 0,18 (0,91)$$

$$White = 23,6 (0,48) \quad F_{(7, 152)} = 15,1 \quad BP = 1,87 (0,17) \quad Hausman = 10,30 (0,17)$$

gdzie:

$i$  ( $i = 1, 2, \dots, 16$ ) – subskrypty, odnoszące się do poszczególnych województw;  
 $t$  ( $t = 2000, 2001, \dots, 2010$ ) – liczba obserwacji;

$\dot{Y}_{it}$  – realna stopa wzrostu PKB w  $i$ -tym województwie w okresie  $t$ , w stosunku do roku poprzedzającego, w %;

$\dot{L}_{it}$  – stopa wzrostu liczby pracujących w  $i$ -tym województwie w okresie  $t$  (według metodologii BAEL – Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności), w %;

$\frac{I_{it}}{Y_{it}}$  – stopa inwestycji w  $i$ -tym województwie w okresie  $t$  (liczona jako stosunek nakładów brutto na środki trwałe do PKB w ujęciu nominalnym), w %;

$\Delta \frac{I_{it}}{Y_{it}}$  – przyrost wyżej opisanej zmiennej;

$GINI_{it-1}$  – współczynnik Giniego zróżnicowania płac w okresie  $t-1$ , w  $i$ -tym województwie, w %;

$GINI_{it-1}^2$  – kwadrat wyżej opisanej zmiennej;

$U1$  – zmienna sztuczna przyjmująca wartość 1 dla województwa lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego oraz 0 dla pozostałych województw;

$U2$  – zmienna sztuczna przyjmująca wartość 1 dla tych samych województw co zmienna  $U1$  oraz 0 dla pozostałych województw;

$U04$  – zmienna sztuczna przyjmująca wartość 1 dla województw lubuskiego, wielkopolskiego i pomorskiego w roku  $t = 2004$  oraz 0 w pozostałych przypadkach.

W ramach modelu (6) uzyskano oszacowania parametrów o znakach zgodnych z teorią ekonomii. Zarówno przyrost stopy inwestycji ( $\Delta \frac{I_{it}}{Y_{it}}$ ), jak i stopa wzrostu liczby pracujących ( $\dot{L}_{it}$ ), wpływają pozytywnie na wzrost PKB w polskich województwach. Zależność między wzrostem gospodarczym a nierównością płac (mierzoną współczynnikiem Giniego, opóźnionym o jeden okres) można opisać za pomocą paraboli o ramionach skierowanych w dół.

W celu potwierdzenia zasadności wykorzystania Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów (KMNK) do estymacji modelu, wykonano niżej opisane testy. Na podstawie testu Doornika-Hansena (DH) można stwierdzić brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o normalności rozkładu reszt (statystyka testu równa 0,18 przy wartości  $p = 0,91$ ). Test specyfikacji Hausmana wskazywał co prawda na zasadność wykorzystania estymatora Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów (UMNK) (statystyka testu 10,30 przy war-

tości  $p = 0,17$ ), jednak wyniki testu Breuscha-Pagana (BP), którego statystyka wyniosła 1,87 przy wartości  $p = 0,17$ , wykazały brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o nieistotności efektów grupowych<sup>22</sup>. Statystyka testu White'a była na poziomie 23,6 przy wartości  $p = 0,48$ . Oznacza to, że heteroskedastyczność reszt nie występuje. W takim wypadku, przy braku efektów grupowych, właściwszy będzie model panelowy KMNK względem modelu o losowych efektach. Test łącznej istotności nierówności średnich grupowych, oparty na statystyce F, również wykazał poprawność modelu panelowego KMNK względem modelu o efektach ustalonych (wartość  $p = 0,70$ ).

Skorygowany współczynnik determinacji ( $AR^2$ ) wyniósł 38,3%. Oznacza to, iż model wyjaśnia w 38,3% zmienność stopy wzrostu PKB.

Odchylenie standardowe reszt  $S_e$  wyniosło 1,96. Na podstawie tego wyniku można sądzić, że wartości rzeczywiste stopy wzrostu PKB (wyrażonej w procentach) odchylają się od teoretycznych średnio o 1,96 p.p.

Precyzyjność oszacowań parametrów strukturalnych modelu potwierdzają wartości statystyk  $t$ -Studenta. Dla wszystkich zmiennych w modelu (oprócz stopy wzrostu liczby zatrudnionych, której oszacowanie jest istotne na poziomie  $\alpha = 0,1$ ), przy dwustronnym obszarze odrzucenia, otrzymane oceny parametrów istotnie różnią się od zera na poziomie  $\alpha = 0,05$ .

Zwiększenie stopy wzrostu pracujących o 1 p.p. w okresie  $t$  spowoduje zwiększenie stopy wzrostu PKB w tym samym okresie o ok. 0,07 p.p., przy pozostałych warunkach niezmiennych. Wartość tę można uznać za stosunkową małą. Zwiększenie przyrostu stopy inwestycji w roku  $t$  o 1 p.p., w stosunku do roku poprzedniego, spowoduje przyspieszenie wzrostu gospodarczego w okresie  $t$  o ok. 0,15 p.p., przy pozostałych warunkach niezmiennych.

Jak wspomniano, zmienne  $U1$  oraz  $U2$  zostały wprowadzone do modelu w celu zróżnicowania optymalnej stopy nierówności dla wyróżnionych grup regionów. Zmienna  $U1$  odpowiada za różnicowanie parametru przy współczynniku Giniego w pierwszej potędze. Geometrycznie oznacza to zmianę położenia paraboli w poziomie względem funkcji pierwotnej (nie uwzględniającej zmiennej  $U1$ ). Natomiast zmienna  $U2$  odpowiada za różnicowanie parametru przy współczynniku Giniego w drugiej potędze. Pozwala to na zmianę rozpiętości

<sup>22</sup> Szerzej o efektach grupowych np. w: P. Baranowski, *Problem optymalnej stopy inflacji w modelowaniu wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź 2008, s. 55–56.

ramion paraboli (a w konsekwencji zmianę nachylenia funkcji w tym samym punkcie, w stosunku do paraboli wyjściowej)<sup>23</sup>.

Niestety próby oszacowania oddzielnej paraboli dla województwa mazowieckiego zakończyły się niepowodzeniem<sup>24</sup>. Różnicowanie parametrów dla tego regionu skutkowało otrzymaniem nieistotnych oszacowań (również w przypadku połączenia go z województwem dolnośląskim). Estymacja modelu panelowego na danych z wyłączeniem regionu mazowieckiego nie przyniosła pożądanego rezultatu (otrzymane parametry były wysoce nieistotne lub o błędnych znakach).

Wyniki otrzymane na gruncie modelu (6) potwierdzają zatem hipotezę o parabolicznym wpływie nierówności płacowych mierzonych współczynnikiem Giniego na wzrost gospodarczy. Ze statystycznego punktu widzenia udało się również potwierdzić hipotezę o różnych optymalnych poziomach dyspersji płac dla różnych regionów (istotne oszacowania parametrów  $U1$  oraz  $U2$ ). Otrzymane w wyniku estymacji parabole przyjmują następującą postać:

$$\dot{Y}_{it} = -0,0593 \text{ GINI}_{it-1}^2 + 4,38 \text{ GINI}_{it-1} \quad (7)$$

$$\dot{Y}_{it} = -0,0883 \text{ GINI}_{it-1}^2 + 5,27 \text{ GINI}_{it-1} \quad (8)$$

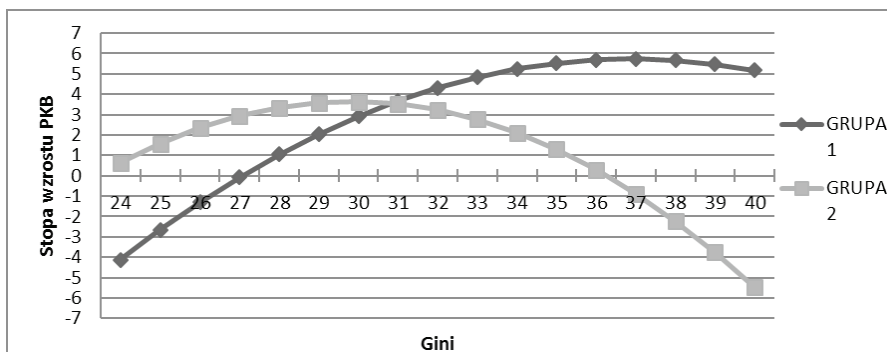
Parabola (7) osiąga swoje maksimum dla współczynnika Giniego równego ok. 36,9% (optimum dla województw grupy I). Wartość ta wydaje się mało wiarygodna, biorąc pod uwagę różnice pomiędzy województwami dla tej grupy. Rozstęp przeciętnego poziomu PKB per capita wyniósł ok. 21 tys. zł (współczynnik zmienności ok. 21,9%), natomiast przeciętnego zróżnicowania płac – ok. 10 p.p. Występowanie takich różnic świadczy o tym, że zgrupowane zostały zarówno województwa stosunkowo biedne, jak i bogate. Zakładać więc można, że regiony wewnątrz tej grupy, nie powinny charakteryzować się jednakowym (i relatywnie wysokim) optymalnym współczynnikiem dyspersji płac. Odpowiednie ekstremum dla funkcji (8) wynosi ok. 29,8% (optimum dla województw grupy II)<sup>25</sup>. Wartości optimum można utożsamiać z poziomem nierówności płacowych, który jest przez społeczeństwo najbardziej akceptowalny. Na podstawie równań (7) oraz (8) wykreślono przebieg parabol zaprezentowany na rysunku 5.

<sup>23</sup> Wprowadzenie zmiennej umownej  $U04$  wynika z pewnych błędów w danych GUS, dotyczących rejestrowania realnej stopy wzrostu PKB dla województw wielkopolskiego, lubuskiego i pomorskiego w roku 2004. Oszacowanie parametru przy tej zmiennej można traktować jako różnicę w osiąganym stopie wzrostu między wspomnianymi województwami a resztą regionów. Różnica ta wyniosła ok. 5,11 p.p.

<sup>24</sup> Próby te podejmowano z racji dużej nietypowości tego województwa na tle innych regionów.

<sup>25</sup> Przy założeniu, że rozważane optima były stałe w czasie.

RYSUNEK 5: Wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy w ujęciu regionalnym z wykorzystaniem funkcji nieliniowych (w %)<sup>26</sup>



Źródło: oprac. własne na podst. równań (7) oraz (8).

Optymalny poziom dyspersji płac dla drugiej grupy województw jest niższy od wartości optymalnej dla pierwszej grupy województw o ok. 7,1 p.p.

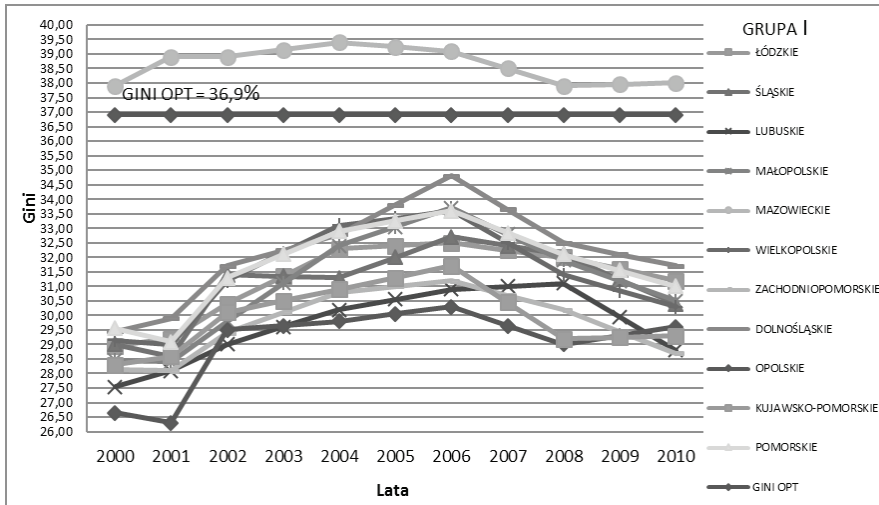
Zdaniem autora optimum zróżnicowania płac, wynoszące ok. 36,9% dla regionów takich jak lubuskie czy opolskie, jest zbyt wysokie<sup>27</sup>. Wiąże się to zapewne z faktem, iż w grupie tej znalazło się województwo mazowieckie (o bardzo wysokim zróżnicowaniu płac i wysokiej stopie wzrostu PKB). Niestety, jak już wspomniano, nie udało się odizolować efektów, jakie ten region wywiera na optymalny współczynnik Giniego dla całej grupy.

Na rysunku 6 oraz 7 przedstawiono kształtowanie się współczynnika Giniego nierównomierności rozkładu płac, w latach 2000–2010, względem oszacowanych poziomów optymalnych.

<sup>26</sup> Parabole zostały przeskalowane o stałą. Zachowano ich położenie względem siebie oraz krzywizny.

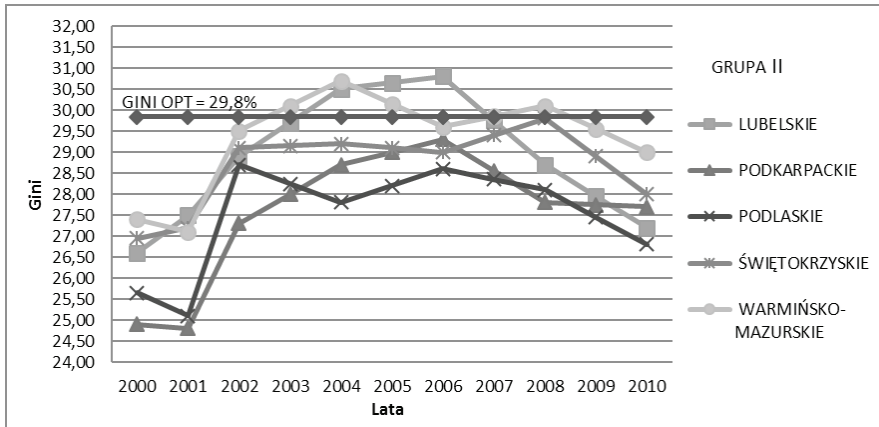
<sup>27</sup> Na gruncie wyników przedstawionych dla USA i Szwecji w: **W. Pawlak, J.J. Sztudynger**, *Wzrost gospodarczy a optymalne zróżnicowanie dochodów w USA i Szwecji*, *Annales. Etyka w życiu gospodarczym* 2008/11, s. 259–271.

RYSUNEK 6: *Optymalny współczynnik zróżnicowania płac a nierówności płac w województwach pierwszej grupy, w latach 2000–2010 (w %)*



Źródło: oprac. własne.

RYSUNEK 7: *Optymalny współczynnik zróżnicowania płac a nierówności płac w województwach drugiej grupy, w latach 2000–2010 (w %)*



Źródło: oprac. własne.



W przypadku pierwszej grupy województw (rysunek 6), empiryczny poziom nierówności płac dla województwa mazowieckiego przewyższał szacowane optimum dla tej grupy regionów w całym okresie analizy. Dyspersja płac w pozostałych dziesięciu województwach kształtowała się we wszystkich latach poniżej optymalnego poziomu, wynikającego z paraboli (7). Potwierdza się więc przypuszczenie, jakoby optymalna wartość współczynnika Giniego nierówności płac została w tej grupie przeszacowana ze względu na obecność województwa mazowieckiego. Z tego powodu autor odrzuca ten wynik, dalej go nie analizując.

Wśród drugiej grupy województw empiryczne poziomy dyspersji płac kształtowały się poniżej poziomu optymalnego w latach 2000–2002 (dla wszystkich regionów). Dla województwa lubelskiego i warmińsko-mazurskiego po 2002 roku nastąpiło przekroczenie optymalnego poziomu nierówności płac, wynikającego z paraboli (8). W okresie po 2008 roku obserwujemy spadek poziomu współczynnika Giniego nierówności płac poniżej poziomu optymalnego.

Jak już podkreślano, zbyt duże lub zbyt małe nierówności płac w stosunku do wartości optymalnej będą skutkowały utratą części potencjalnego wzrostu gospodarczego. W tabeli 1 przedstawiono szacunkowe wartości tego spowolnienia, wynikające z paraboli (8).

TABELA 1: *Oszacowanie krańcowych i całkowitych strat wzrostu gospodarczego z tytułu odejścia od optymalnego poziomu nierówności płac – parabola (8)*

Współczynnik Giniego (w %)	Krańcowa zmiana stopy wzrostu PKB (w p.p.)	Całkowita zmiana stopy wzrostu PKB (w p.p.)
25	0,9	-2,1
26	0,8	-1,3
27	0,6	-0,7
28	0,4	-0,3
29	0,2	-0,1
30	0,1	0,0
31	-0,1	-0,1
32	-0,3	-0,4
33	-0,5	-0,9

Źródło: oprac. własne.

Analizując całkowitą zmianę stopy wzrostu PKB, rozpatrujemy łączną stratę wzrostu gospodarczego (w roku następnym) z tytułu odejścia od optymalnego poziomu zróżnicowania (w roku bieżącym). Przykładowo, dla współczynnika Giniego nierówności płac równego 33% łączna strata części wzrostu gospodar-

czego w roku następnym (w wyniku poziomu zróżnicowania płac wyższego o ok. 3 p.p. ponad optimum) wyniesie 0,9 p.p.

W tabeli 1 zaprezentowano także zmiany krańcowe, wynikające ze zmiany poziomu dyspersji płac o 1 p.p. W tym przypadku wzrost współczynnika Giniego o 1 p.p. ponad wartość 30% (bliską poziomu optymalnego) spowoduje spowolnienie wzrostu gospodarczego w roku następnym o ok. 0,1 p.p.

W tabeli 2 zaprezentowano straty stopy wzrostu PKB wynikłe z nieoptymalnych wartości współczynnika nierównomierności płac w latach 2001–2011. Uwzględniono jedynie województwa dla paraboli (8). Straty obliczone dla pozostałych regionów – na podstawie (7) – byłyby znacznie przeszacowane w województwach charakteryzujących się relatywnie niskim poziomem nierówności płac.

TABELA 2: *Oszacowanie strat stopy wzrostu PKB z tytułu nieoptymalnych wartości współczynnika Giniego dla płac, w latach 2001–2011, w grupie II*

Województwo	Rok	Strata PKB (p.p.)	Rok	Strata PKB (p.p.)	Rok	Strata PKB (p.p.)	Rok	Strata PKB (p.p.)
lubelskie	2001	-0,9	2004	0,0	2007	-0,1	2010	-0,3
	2002	-0,5	2005	0,0	2008	0,0	2011	-0,6
	2003	-0,1	2006	-0,1	2009	-0,1		
podkarpackie	2001	-2,2	2004	-0,3	2007	0,0	2010	-0,4
	2002	-2,2	2005	-0,1	2008	-0,1	2011	-0,4
	2003	-0,6	2006	-0,1	2009	-0,4		
podlaskie	2001	-1,6	2004	-0,2	2007	-0,1	2010	-0,5
	2002	-2,0	2005	-0,4	2008	-0,2	2011	-0,8
	2003	-0,1	2006	-0,2	2009	-0,3		
świętokrzyskie	2001	-0,7	2004	0,0	2007	-0,1	2010	-0,1
	2002	-0,6	2005	0,0	2008	0,0	2011	-0,3
	2003	0,0	2006	0,0	2009	0,0		
warmińsko-mazurskie	2001	-0,5	2004	0,0	2007	0,0	2010	0,0
	2002	-0,7	2005	-0,1	2008	0,0	2011	-0,1
	2003	0,0	2006	0,0	2009	0,0		

Źródło: oprac. własne.

Rozważając jedynie województwa, dla których optimum dyspersji płac wyznaczono na podstawie paraboli (8), stwierdzono, że w analizowanym okresie najbliższym swojego optimum (zróżnicowania płac) znajdowało się województwo warmińsko-mazurskie. W okresie od 2003 do 2010 roku region ten charakteryzował się, uśredniając, maksymalnym możliwym wzrostem (znajdując się najbliższej optymalnej współczynnika Giniego nierównomierności płac). Największe

spowolnienie stopy wzrostu PKB dla większości województw tej grupy nastąpiło na początku okresu (lata 2001–2002), czego przyczyną było wyraźnie niższe od optymalnego zróżnicowanie płac w tych regionach.

## 5. Zakończenie

Podsumowując wyniki przeprowadzonych analiz, należy stwierdzić, iż pomimo występowania istotnego parabolicznego związku pomiędzy nierównomiernością dochodów i stopą wzrostu PKB w ujęciu regionalnym do szacunków tych należy podchodzić bardzo ostrożnie. W przypadku grupy województw: lubelskiego, podlaskiego, podkarpackiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego optymalny poziom nierówności płac na poziomie ok. 29,8% (optimum dla paraboli (8)) jest wynikiem akceptowalnym. Można go traktować jako taki poziom nierówności płacowych, który maksymalizuje stopę wzrostu gospodarczego w tych regionach. Wynik otrzymany dla grupy utworzonej z pozostałych 11 województw należy odrzucić. Grupa ta składa się z regionów niejednorodnych pod względem poziomu rozwoju oraz zróżnicowania płac. Trudno sobie więc wyobrazić, by zwiększając poziom nierówności do ok. 36,9%, co stanowi optimum dla paraboli (7), np. województwo opolskie mogłoby uzyskać niemalże podwojoną wartość swojego rzeczywistego tempa wzrostu PKB. Tak duże zwiększenie różnic w płacach byłoby najpewniej nie do zaakceptowania społecznie, prowadząc raczej do spowolnienia procesów wzrostu (choćby z tytułu różnic w wyposażeniu w kapitał ludzki pomiędzy województwem opolskim a mazowieckim). Prawdopodobnie poszerzenie próby o kolejne okresy a także wprowadzenie do modelu innych zmiennych reprezentujących, np. kapitał ludzki, pomogłoby wyróżnić większą ilość województw o różnych poziomach optymalnej dyspersji płac.

## Bibliografia

### Opracowania:

- Baranowski Paweł**, *Problem optymalnej stopy inflacji w modelowaniu wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź 2008.
- Barro Robert Joseph**, *Inequality and growth in a panel of countries*, Journal of Economic Growth 2000/5, s. 5–32.
- Barro Robert Joseph**, *Inequality, growth and investment*, NBER Working Paper Series 1999/7038, s. 1–52.

- Blumle Gerold, Sell Friedrich Leopold**, *A positive theory of optimal personal income distribution and growth*, Atlantic Economic Journal 1998/26/4, s. 331–352.
- Chen Been-Lon**, *An inverted-U relationship between inequality and long-run growth*, Economics Letters 2003/78, s. 205–212.
- Cornia Giovanni Andrea, Court Julius**, *Inequality, growth and poverty in the era of liberalization and globalization*, UNU/WIDER, Helsinki 2001, <http://www.rrojasdatabank.info/unupb4.pdf>; stan na dzień 12.02.2014 r.
- Forbes Kristin J.**, *A reassessment of the relationship between inequality and growth*, The American Economic Review 2000/90/4, s. 869–887.
- Galor Oded, Zeira Joseph**, *Income Distribution and Macroeconomics*, Review of Economic Studies 1993/60/1, s. 35–52.
- Kawa Paweł**, *Kapitał ludzki jako czynnik wzrostu gospodarczego w ujęciu nowych teorii wzrostu*, w: Danuta Kopycińska (red.), *Zarządzanie kapitałem ludzkim w gospodarce*, Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007, s. 7–17.
- Kot Stanisław Maciej**, *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Kraków 2000.
- Kumor Paweł**, *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, Gospodarka Narodowa 2008/7–8, s. 43–61.
- Kumor Paweł**, *Wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy*, w: Eugeniusz Kwiatkowski, Leszek Kucharski (red.), *Wzrost gospodarczy – rynek pracy – polityka państwa*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2011, s. 29–48.
- Kumor Paweł**, *Współzależność nierówności płac ze wzrostem gospodarczym w Polsce*, Wiadomości Statystyczne 2009/7, s. 10–28.
- Kumor Paweł, Sztadynger Jan Jacek**, *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna*, Ekonomista 2007/1, s. 45–59.
- Mowczan Damian**, *Regionalne zróżnicowanie płac w Polsce a wzrost gospodarczy – w poszukiwaniu optymalnego poziomu nierówności*, Biblioteka Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego, Łódź 2013 (praca magisterska napisana pod kierunkiem prof. zw. dr. hab. Jana Jacka Sztadyngera).
- Pawlak Witold, Sztadynger Jan Jacek**, *Wzrost gospodarczy a optymalne zróżnicowanie dochodów w USA i Szwecji*, Annales. Etyka w życiu gospodarczym 2008/11, s. 259–271.
- Roszkowska Sylwia**, *Regionalne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce*, w: Eugeniusz Kwiatkowski, Walentyna Kwiatkowska (red.), *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo UE, Łódź 2010, s. 157–171.
- Sztadynger Jan Jacek**, *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2003.
- Sztadynger Jan Jacek**, *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.

Damian MOWCZAN

## OPTIMAL LEVEL OF WAGE INEQUALITIES IN POLISH REGIONS AND ECONOMIC GROWTH

(Summary)

The paper looks at the problem of optimal level of wage disparities in regional terms. First, the concept of parabolic effect of income inequalities on economic growth is presented. Author shows wage inequalities measured by Lorenz concentration ratio in Polish regions (NUTS 2) in 2000–2010. Then he tries to evaluate the influence of that disparities on economic growth using econometric model.

The analysis provides only partial confirmation of above relation. Optimal level of wage inequalities, in regional term, was reliably assessed only for 5 Polish regions (NUTS 2).

**Keywords:** wage disparities; Lorenz ratio; economic growth; regional analysis