





Damian Mowczan  

(corresponding author)

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny,
Uniwersytet Łódzki, Polska

Jan Jacek Sztudynger  

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny,
Uniwersytet Łódzki, Polska

Związek zróżnicowania płac z produktywnością w ujęciu terytorialnym

The Relationship Between Wage Differentiation and Productivity in Polish Regions

Streszczenie

W artykule podjęto próbę wyznaczenia optymalnego zróżnicowania płac w 16 województwach w latach 1999–2015. Optymalność to w niniejszym badaniu maksymalny poziom łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity* – TFP). Zróżnicowanie płac było mierzone współczynnikiem Giniego. Postawiono i potwierdzono dwie hipotezy: 1) relację zróżnicowania płac i TFP opisuje funkcja paraboliczna z maksimum; 2) funkcje paraboliczne różnią się – w województwach występują różne optymalne zróżnicowania płac. W artykule próbujemy odpowiedzieć na pytania: Jak wyznaczyć optymalne zróżnicowania płac? Czy lepiej pogrupować województwa o hipotetycznie podobnym optymalnym zróżnicowaniu płac, czy też lepiej zastosować wystandaryzowaną zmienną opisującą zróżnicowanie płac? Konkluzja brzmi: lepiej zastosować zmienną wystandaryzowaną. Jak się wydaje, wniosek ten jest uniwersalny. Pozwoli rozstrzygnąć spory odnośnie do tego, czy oddziaływanie zróżnicowania płac (lub dochodów) na poziom albo wzrost efektywności gospodarczej ma charakter negatywny, czy też pozytywny. Wyjaśni też, dlaczego wiele badań nie potwierdza występowania związku pomiędzy zróżnicowaniem płac (lub dochodów) a efektywnością gospodarczą. Przyczyną sprzeczności wyników, a czasem ich niekonkluzywności, jest, naszym zdaniem, zbyt uproszczona postać modelu – pomijająca dwie wyżej wskazane potwierdzone hipotezy.

Słowa kluczowe:

współczynnik Giniego, analizy regionalne, TFP, zróżnicowanie płac, poziom i wzrost gospodarczy

Kody klasyfikacji JEL:

C33, D24, D63, J31, R11

Historia artykułu:

nadestany: 25 listopada 2021 r.

poprawiony: 26 czerwca 2022 r.

zaakceptowany: 21 września 2022 r.

Keywords:

Gini coefficient, regional analysis, TFP, wage differentiation, economic level and growth

JEL classification codes:

C33, D24, D63, J31, R11

Article history:

submitted: November 25, 2021

revised: 26 June, 2022

accepted: September 21, 2022

Abstract

The article attempts to determine the optimal wage differentiation in Poland's 16 regions from 1999 to 2015. In our study, optimality is a maximum level of total factor productivity. Wage differentiation was measured by the Gini coefficient. Two hypotheses were tested and confirmed: (1) the relationship between wage differentiation and TFP is described by the parabolic function with a maximum; (2) parabolic functions differ from each other, with different optimal differentiations for each region. In this article, we try to answer the question of how the optimal wage differentiation should be estimated. Is it better to group regions with a hypothetically similar optimal wage differentiation? Or is it better to use a standardised variable approach? We conclude that it is better to use a standardised variable. It seems that this finding has a universal significance. It will make

it possible to resolve disputes about whether the relationship between the differentiation of wages (or income) and the level or dynamics of economic efficiency is negative or positive. It will also help explain why many studies do not confirm the link between wage (income) differentiation and economic efficiency. In our opinion, the contradictory, and sometimes inconsistent, results are due to the use of an overly simplified model – one that omits the two confirmed hypotheses.

Wprowadzenie

W niniejszym artykule podejmiemy próbę oszacowania parametrów modeli odzwierciedlających związek między zróżnicowaniem¹ płac a poziomem efektywności gospodarczej mierzonej łączną produktywnością czynników produkcji (*total factor productivity* – TFP). Badanie zostanie przeprowadzone dla Polski, w podziale na województwa. Zróżnicowanie płac będzie rozumiane jako wewnątrzregionalna różnica w płacach w każdym z 16 województw. W rozpatrywanym przez nas modelu zróżnicowanie płac jest w nieliniowym związku z poziomem TFP (nieliniowym związku mającym ekstremum, np. o kształcie parabolicznym). Celem autorów artykułu jest wykazanie, że gdy występują obiekty o istotnie różnych nieliniowych funkcjach (np. parabolach o różnych ekstremach), to standaryzacja zmiennej „nierówności” pozwala w sposób bardziej dokładny przeprowadzić badanie, tj. pozwala uwzględnić istotne różnice związku nierówności z pewną miarą efektywności (TFP lub PKB). Artykuł ma więc częściowo charakter metodologiczny – proponowane rozwiązanie może mieć zastosowanie również do badania nieliniowych związków pomiędzy dowolnymi zmiennymi.

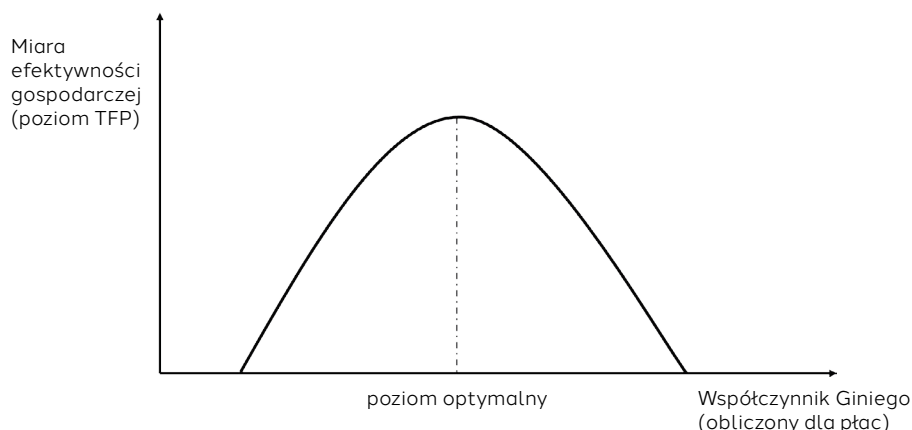
Na podstawie literatury [Banerjee, Duflo, 2003; Chen, 2003; Mahy, Rycx, Volral, 2011; Hasanov, Izraeli, 2011] i własnych wcześniejszych badań empirycznych [Kumor, Sztudynger, 2007] możemy stwierdzić, że związek między zróżnicowaniem płac (dochodów) a szeroko rozumianą efektywnością gospodarczą ma charakter paraboliczny (zob. rysunek 1). W literaturze potwierdzono, że zarówno bardzo małe, jak i bardzo duże zróżnicowanie oddziałuje negatywnie na gospodarkę. W niniejszym artykule odwołujemy się do zróżnicowania płac (dla których przedstawiono ilustrację empiryczną) i dochodów. Nierówności płac i dochodów pozwalają na dwa pokrewne, ale z całą pewnością nie tożsame spojrzenia na problem nierówności. Nierówności płac „działają” w miejscu pracy, nierówności dochodów są postrzegane głównie w otoczeniu rodzinnym, sąsiedzkim, w kręgu znajomych, a nawet osób postronnych (np. dom albo samochód, które nie są dochodami, znamionują ich wysoki poziom). Najlepiej byłoby badać problem nierówności na podstawie obu tych miar. Dostępność danych spowodowała, że nasze analizy empiryczne dotyczą nierównomierności rozkładu płac. Warto również zaznaczyć, że płace stanowią ok. 40% dochodów. Dane o dochodach (w podziale na województwa) są dostępne wyłącznie od 2004 r. (oficjalne stanowisko GUS w sprawie zapytania o dostępność danych). Dodatkowo dane o płacach pochodzą z oficjalnej księgowości przedsiębiorstw. Z kolei dane o dochodach GUS opracowuje na podstawie budżetów gospodarstw domowych – informacje te są deklарowane przez respondentów. Do badania dochodów lepsze od deklaracji ankietowanych byłyby dane z zeznań podatkowych Ministerstwa Finansów, takich danych jednak nie posiadamy. Można również wskazać, że w literaturze w celu zróżnicowania zarówno dochodów, jak i płac specyfikuje się podobne kanały oddziaływania, np. kanał motywacyjny/demotywacyjny. Na temat zróżnicowania płac pisali m.in.: Liu [2002], Mahy, Rycx i Volral [2011] oraz Policardo, Punzo i Carrera [2019]. Natomiast zróżnicowanie dochodów analizowali np.: Banerjee i Duflo [2003], Biswas, Chakraborty i Hai [2017], Hasanov i Izraeli [2011] oraz Topuz [2022].

W części empirycznej niniejszego artykułu skoncentrujemy się na poziomie efektywności, rozumianym jako poziom TFP. Traktujemy *total factor productivity* jako miarę produktywności, a produktywność jako jedną z miar efektywności. Znaczna część autorów odwołuje się do efektywności rozumianej jako wzrost gospodar-

¹ W kontekście płacy pojęcia zróżnicowania, nierówności czy dyspersji będą stosowane w niniejszej pracy zamiennie (w celu zwiększenia zróżnicowania językowego). Warto jednak zwrócić uwagę, że nie są to pojęcia tożsame. Jak wskazuje Zwiech [2016: 17–18], termin „zróżnicowanie” jest szerszy niż termin „nierówności”. Niemniej dopuszczalne jest ich stosowanie synonimiczne [Szopa, 2005: 2–4].

czy (wzrost PKB lub PKB na pracującego). Istnieje więc pewna dwoistość – nierówności są opisywane jako działające na wzrost gospodarczy (większość badań w skali makroekonomicznej – kraje, regiony) i na poziom wydajności (część badań prowadzone w skali mikro, m.in. na poziomie przedsiębiorstw) [Policardo, Punzo, Carrera, 2019]. Mechanizm transmisji w obu przypadkach jest opisywany podobnie – jako oparty np. na efektach motywacji i demotywacji do podejmowania działań efektywnych gospodarczo lub efekt pośredni poprzez oddziaływanie nierówności na kapitał społeczny (m.in. na zaufanie, identyfikację z wartościami przedsiębiorstwa czy społeczeństwa jako całości, a także *team spirit*). Poglądy dotyczące wspólnych kanałów wpływu podzielają np. Espoir i Ngepah [2021: 2611].

Rysunek 1. Zależność pomiędzy zróżnicowaniem płac a efektywnością gospodarczą



Źródło: opracowanie własne.

W ujęciu makroekonomicznym (na poziomie krajów czy regionów) dominował pogląd o negatywnym charakterze zależności pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym (zob. np. Persson, Tabellini [1994], Ostry, Berg, Tsangarides [2014], Hong Vo i in. [2019]). Wśród argumentów wymienia się m.in. ograniczanie wydatków związanych z powiększaniem kapitału ludzkiego przez osoby najbiedniejsze (utracony potencjał takich jednostek, który mógłby przyczynić się do szybszego wzrostu) czy niezadowolenie społeczne wynikające z poczucia niesprawiedliwego podziału dóbr (mogące przełożyć się np. na spadek zaufania i chęci kooperacji pomiędzy ludźmi). Z tej perspektywy odpowiednia polityka redystrybucyjna (wydatki na infrastrukturę lub zdrowie i edukację) mająca na celu zmniejszenie nierówności będzie także wspomagać wzrost².

Jednocześnie nierówności płac tudzież dochodów powinny odzwierciedlać zróżnicowanie członków społeczeństwa, jeśli chodzi o wiedzę, umiejętności, innowacyjność, pracowitość, uczciwość i doświadczenie. Występowanie tzw. premii za wykształcenie (lub za szczególny rodzaj umiejętności, jak np. przedsiębiorczość) motywuje do podnoszenia własnych kwalifikacji i większego zaangażowania w pracę. Pozytywną relację między zróżnicowaniem dochodów a wzrostem gospodarczym stwierdzili m.in. w swoich badaniach: Forbes [2000], Rubin i Segal [2015] oraz Biswas, Chakraborty i Hai [2017].

Sprzeczność wniosków płynących z poszczególnych badań sprawiła, że zaproponowano relację nieliniową, najczęściej przybliżaną za pomocą funkcji o kształcie paraboli (zob. rysunek 1). W zależności od istniejących warunków (np. zbyt duży albo zbyt mały poziom zróżnicowania w odczuciu społecznym) dopuszcza się pozytywny lub negatywny efekt oddziaływania nierówności na wzrost gospodarczy. W zdecydowanie mniej licznych badaniach empirycznych koncepcję nieliniowej relacji zastosowali m.in.: Blümle i Sell [1998], Chen [2003],

² Redystrybucja w kontekście zmniejszania nierówności może również spowalniać procesy wzrostu. Jak pokazuje chociażby Shin [2012: 2056], duży podatek progresywny nałożony w gospodarkach rozwijających się będzie spowalniał wzrost i nie zmniejszy znacząco poziomu nierówności (duży udział ludzi biednych). W Polsce występują znaczne różnice w rozwoju województw, które w pewnym stopniu możemy uznać za odpowiedniki krajów rozwiniętych i rozwijających się. Różnice te dotyczą poziomu edukacji, zwłaszcza wyższej, a także opieki zdrowotnej oraz infrastruktury. W Polsce widoczna jest polityka redystrybucyjna na poziomie budżetu państwa i środków unijnych.

Banerjee i Duflo [2003], **Hasanov i Izraeli [2011]** czy **Brida, Carrera i Segarra [2020]**. W polskiej literaturze koncepcja parabolicznej zależności pomiędzy nierównościami dochodowymi a wzrostem gospodarczym została przedstawiona przez **Sztaudyngera [2003: 76]**.

Relacja nierówności płac bezpośrednio z poziomem produktywności (różnie mierzonym) jest analizowana znacznie częściej w przypadku badań mikroekonomicznych (na poziomie przedsiębiorstw czy klubów sportowych). Mechanizm ten można opisać następująco. Jeśli pracownik uzna, że jego wiedza, umiejętności i doświadczenie są zbyt nisko wynagradzane, to najprawdopodobniej ustali poziom swojego zaangażowania (wydajności, efektywności) w pracę poniżej tego, który potencjalnie mógłby osiągnąć (zgodnie z modelem płacy uczciwej). Przy zbyt niskim ogólnym zróżnicowaniu płac część pracowników o najwyższym poziomie kapitału ludzkiego może mieć skłonność do zaniżania swojej produktywności ze względu na poczucie niesprawiedliwych proporcji między ich wynagrodzeniem (za niskim) a wynagrodzeniem innych pracowników [**Kong, Wang, Zhang, 2020**]. Podobnie przy zbyt dużej dyspersji płac część pracowników o najniższych wynagrodzeniach będzie odczuwać niesprawiedliwość, brak motywacji do pracy oraz chęci do inwestowania we własne kwalifikacje. Wzrośnie także ich zagrożenie ubóstwem. Innymi słowy, brak możliwości „skrócenia dystansu” pomiędzy nimi a osobami bogatymi wywoła efekt zazdrości i zniechęcenia, utrwalając podziały społeczne (zob. np.: **Alesina, La Ferrara [2000, 2002]**, **Uslaner, Brown [2005]**). Od pewnego poziomu dyspersji wynagrodzeń odwróceniu ulega „efekt tunelu”, czyli nadzieja i przekonanie, że awans społeczny jest w zasięgu pracownika [**Davis, 2019; Hirschman, Rothschild, 1973**]. W obu przypadkach może się to przełożyć na ogólną niższą produktywność pracy, w ujęciu makroekonomicznym mierzoną najczęściej wydajnością pracy.

Wiele badań empirycznych nad związkami nierówności płac z poziomem produktywności wyjaśnia ten mechanizm działania na podstawie występowania efektu turniejowego [**Freeman, Gelber, 2010; Lazear, Rosen, 1981**] albo modeli płacy wydajnościowej – w szczególności model płacy uczciwej przedstawiony przez **Akerlofa i Yellen [1990]**. W przypadku efektu turniejowego wzrost zróżnicowania płac działa motywująco na zaangażowanie danej osoby w pracę, ponieważ ta wie, że najwyższa nagroda przypadnie najbardziej efektywnemu pracownikowi. Polaryzacja płac może w tym modelu wywierać także efekt negatywny. Szczególnie w przypadku występowania niskiej jakości oraz słabej spójności więzi pomiędzy pracownikami, skutkującą tzw. wyścigiem szczurów i podejmowaniem działań mających na celu wyeliminowanie konkurencji z rywalizacji o nagrodę [**Mahy, Rycx, Volral, 2011: 6–7; Aperte, 2013: 5–6**]. W przypadku modelu płacy uczciwej wysiłek wkładany w pracę będzie tym mniejszy, im niższa jest faktyczna płaca pracownika w stosunku do oczekiwanej przez niego płacy uczciwej, którą powinien otrzymać za oczekiwany od niego wysiłek. Płaca ta jest określana przez pracownika subiektywnie, a wpływ na nią ma m.in. wynik porównań z innymi jednostkami.

Wnioski płynące z badań dotyczących relacji nierówności z poziomem produktywności (mierzonym np. wartością dodaną na pracownika) są w dużym stopniu rozbieżne. Podczas gdy w analizach, które prowadzili m.in. **Lallemand, Plasman i Rycx [2007]**, stwierdzono pozytywny związek omawianej relacji, wyniki badań **Blooma [1999]** oraz **DeBrocka, Hendricksa i Koenkera [2004]** wskazywały na negatywny kierunek związku. W analizach, które przedstawili np. **Grund i Westergaard-Nielsen [2008]**, **Mahy, Rycx i Volral [2011]** oraz **Aperte [2013]**, potwierdzono występowanie relacji nieliniowej z możliwym punktem maksimum, powyżej którego wzrost polaryzacji zarobków będzie powodował spadek produktywności.

Jak zauważają **Policardo, Punzo i Carrera [2019]**, badania omawianego związku prowadzone na wyższym poziomie agregacji (np. na poziomie krajów czy regionów) są nieliczne. Autorzy analizowali wpływ zróżnicowania płac (mierzonego współczynnikiem Giniego) na produktywność pracy dla 34 krajów OECD w latach 1995–2007. Wyniki wskazały na silny negatywny związek między tymi dwoma kategoriami (nie próbowano jednak analizować żadnej postaci relacji nieliniowej).

W kontekście teorii rozwoju regionalnego warto wspomnieć o koncepcji biegunów wzrostu. Definiuje się je jako najbardziej rozwinięte gałęzie przemysłu (lub sektory), które stanowią mechanizm napędzający rozwój gospodarki regionu. Koncepcja ta odnosi się do regionów rozwiniętych, w których są zlokalizowane wiodące pod względem technologicznym przedsiębiorstwa i gałęzie o charakterze przemysłowym (współcześnie można

by mówić o gałęziach *high-tech industry*). Takie podmioty swoją działalność zazwyczaj umiejscawiają w dużych ośrodkach miejskich, które przez to stają się dominujące względem innych obszarów regionu [Dawkins, 2003; Nowak, 2011]. Proces ten sprzyja wzrostowi nierówności wewnątrzregionalnych. Z jednej strony, taka koncentracja działalności może przyczynić się do powstania pozytywnych efektów zewnętrznych (jak np. rozwój infrastruktury czy łatwiejszy dostęp do wysoko wykwalifikowanej siły roboczej), działających prorozwojowo. Z drugiej strony, istnieje ryzyko pogłębienia się zacofania obszarów, z których następuje drenaż zasobów [Burdziak, Myślińska, 2008]. Według koncepcji tzw. błędnego koła sformułowanej przez Myrdala [1957] w przekroju regionalnym występuje tendencja do kumulacji czynników pozytywnych (w przypadku regionów lepiej rozwiniętych) i negatywnych (w przypadku regionów słabiej rozwiniętych)³. To prowadzi do pogłębienia się dysproporcji rozwojowych pomiędzy województwami. Nie są one przedmiotem naszej analizy, niemniej ich występowanie, a nawet pogłębienie się, stanowi kluczowy dowód na istnienie różnic w optymalnym zróżnicowaniu płac wewnątrz województw, a więc świadczy o potrzebie standaryzacji zmiennej nierówności.

Grupować województwa czy standaryzować zmienną GINI?

W niniejszym artykule postawiono hipotezę, że w przypadku województw istnieją optymalne, różniące się zróżnicowania płac (optymalne – w znaczeniu maksymalizacji poziomu łącznej produktywności czynników produkcji). Warto dodać, że empiryczne zastosowanie analogicznej koncepcji przez Kumora, Pawłaka i Sztaudyngera [2009] wykazało istnienie różnych optymalnych (z punktu widzenia wzrostu gospodarczego) poziomów dyspersji płac dla Polski, Szwecji oraz USA (współczynnik Giniego na poziomie odpowiednio: 28,8%, 26,6% i 44,5%). Pomimo że od dłuższego czasu upowszechnia się pogląd, jak się wydaje dość oczywisty, że zarówno zbyt duże, jak i zbyt małe zróżnicowanie płac oraz dochodów jest szkodliwe, to ciągle jeszcze pojawiają się publikacje, w których autorzy stawiają pytanie o pozytywną bądź negatywną rolę zróżnicowania (zob. np. Aiyar, Ebeke [2020]).

Niniejszy artykuł jest pokłosiem dyskusji, która towarzyszyła powstawaniu pracy doktorskiej D. Mowczana [2022]. Poszukiwaliśmy odpowiedzi na pytanie, czy grupować województwa o prawdopodobnie podobnych optymalnych zróżnicowaniach płac, czy też oszacować model dla wszystkich województw jednocześnie, po uprzednim wystandaryzowaniu zmiennej GINI.

Najbardziej oczywistym sposobem jest pogrupowanie województw o potencjalnie podobnych parabolach i optymalnych zróżnicowaniach płac. W ramach tego podejścia udało się wyodrębnić dwie grupy województw. Województwa warszawskie i podkarpackie nie mieściły się w żadnej z grup [Mowczan, 2022]. Podział na grupy województw następował na podstawie kryterium przeciętnego poziomu zróżnicowania płac oraz przeciętnego poziomu TFP w danym regionie. Kryje się tu więc pewna arbitralność.

Optymalny poziom dyspersji płac może różnić się pomiędzy regionami w zależności od tego, jakie jest zróżnicowanie wykształcenia, zróżnicowanie uciążliwości dostępnych miejsc pracy (np. kopalnie) oraz kultury pracy (np. niskie bezrobocie w województwie wielkopolskim). Znaczenie mają także różnice w szeroko pojętym kapitale społecznym i wynikająca z niego społeczna akceptacja nierówności. W wielu badaniach wskazuje się, że akceptacja relatywnie wysokiego zróżnicowania płac w USA jest emanacją „amerykańskiego snu”, synonimem tego, że dzięki ciężkiej pracy i zaangażowaniu można osiągnąć wszystko. Postulowanie takiego samego poziomu nierówności w regionach o relatywnie egalitarnym rozkładzie wynagrodzeń będzie zapewne mieć efekt odwrotny do zamierzonego (zadziała demotywująco – będzie godzić w poczucie sprawiedliwości i upośledzać tworzenie kapitału społecznego). Grupowanie regionów, bez względu na jego kryterium, zawsze nosi w sobie znamiona arbitralności. Dodatkowo trudno założyć, że regiony wewnątrz grup są zupełnie homogeniczne. Skutkuje to kolejnym uśrednianiem optymalnego zróżnicowania płac pomiędzy jednostkami terytorialnymi. Dlatego też podjęto decyzję o standaryzacji miary nierównomierności rozkładu wynagrodzeń w modelu.

³ Nierówności płac mają związek np. z poziomem zaufania, chęcią kooperacji czy ustawicznego kształcenia. Czynniki te można by uznać za myrdalowskie sprzężenia zwrotne oddziałujące na rozwój regionu w wyniku ich pozytywnej lub negatywnej kumulacji.

Według naszej wiedzy prezentowane przez nas podejście do analizy omawianego problemu w literaturze nie występuje. Naszym zdaniem wszędzie tam, gdzie badamy wiele obiektów (krajów, województw) i zależność między zmienną objaśnianą a objaśniającą ma charakter nieliniowy (z ekstremum), konieczna jest standaryzacja zmiennej objaśniającej. W tym sensie jest to podejście, które może być szerzej stosowane w praktyce. Przypuszczamy, że badany układ dąży do punktu wyznaczonego przez ekstremum, które występuje w związku zmiennej X z Y . Standaryzacja w tym rozumieniu jest oparta na poszukiwaniu wspomnianego punktu, co pozwala na równoczesne badanie obiektów o różnych ekstremach. Na heterogeniczność relacji między nierównościami a wzrostem gospodarczym w przekroju terytorialnym wskazano m.in. w artykułach, których autorami są **Bebonchu [2018]** oraz **Kumor, Pawlak i Sztaudynger [2009]**. Rozbieżność wyników, którą uzyskują w swoim badaniu **Hasanov i Izraeli [2011]**, tj. różne wnioski ze specyfikacji nieliniowych (parabola oraz interakcja między GINI a dochodem realnym *per capita*), można interpretować jako skutek nieuwzględnienia heterogeniczności badanej relacji (tj. różnych ekstremów dla badanych obiektów).

Szacunki poziomu TFP w układzie regionalnym

Kategorię TFP można interpretować jako efektywność wykorzystania czynników produkcji. Pozwala to również uwzględnić pośredni charakter oddziaływania dyspersji płac na wydajność pracy (która zwyczajowo rozumiana jest jako miara produktywności). Dodatkowo „jedynym czynnikiem tworzącym nową wartość jest człowiek” [**Sztaudynger, Sztaudynger, 2019: 685**]. Prowadzi to do postrzegania TFP w kategoriach łącznej produktywności pracy lub pośredniej produktywności pracy⁴. Inwestycje, podobnie jak TFP czy postęp techniczny, są często traktowane jako odrębne czynniki wzrostu. Niekiedy zapomina się, że bez człowieka nie istniałyby. **Romer [1994: 12]** podkreślił, że źródłem postępu technicznego są działania ludzi: „Technological advance comes from things that people do” (tłum. własne: „Postęp technologiczny wynika z tego, co robią ludzie”). Już w XIX w. podobną myśl bardzo zdecydowanie wyraził **Lincoln [2012]:** „Labor is prior to, and independent of, capital. Capital is only the fruit of labor, and could never have existed if labor had not first existed” (tłum. własne: „Praca jest ważniejsza i niezależna od kapitału. Kapitał jest tylko owocem pracy i nigdy nie mógłby istnieć, gdyby nie było pracy”).

Warto również wspomnieć, że podstawowa krytyka równań wzrostu gospodarczego typu Barro dotyczy uwzględniania w nich szeregu zmiennych, które *de facto* nie są czynnikami produkcji. Niektórzy autorzy uważają, że działają one w drugiej kolejności. Twierdzą, że w pierwszej kolejności działają czynniki produkcji – zatrudnienie oraz środki trwałe – a następnie charakterystyki mogące wpływać na stopień ich wykorzystania. Stąd bardziej zasadne byłoby włączenie ich do równania objaśniającego TFP zgodnie z przesłanką, że działają one pośrednio (w konsekwencji w drugiej kolejności) jako element zwiększający efektywność czynników produkcji (por. **Florezak [2011: 136]**, **Miller, Upadhyay [2000: 401]**).

Niestety TFP jest wielkością nieobserwowalną, stąd też podjęto próby oszacowania jej na podstawie regionalnych funkcji produkcji. Oszacowania TFP zostaną wykorzystane jako zmienna zależna w modelach opisujących relację nierówności z efektywnością gospodarowania. Niewątpliwą wadą szacowania TFP na podstawie funkcji produkcji jest duża zależność uzyskiwanych wyników od uwzględnionych w niej czynników produkcji i sposobu ich pomiaru. Oszacowania te będą również zależeć od przyjętej (bądź oszacowanej) wartości elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy [**Sztaudynger, Sztaudynger, 2019: 686**].

Procedurę szacowania poziomów TFP w układzie regionalnym rozpoczęto od estymacji modelu wydajności pracy:

$$\log VAL_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \alpha \log KL_{it} + \varepsilon_{it}.$$

⁴ Zastosowanie postępu w sensie Harroda w funkcji wydajności pracy (zamiast w klasycznej regresji wzrostu z wykorzystaniem PKB *per capita*) pozwala również na uwzględnienie dzietności jako czynnika intensyfikującego zaangażowanie i wysiłek pracownika.

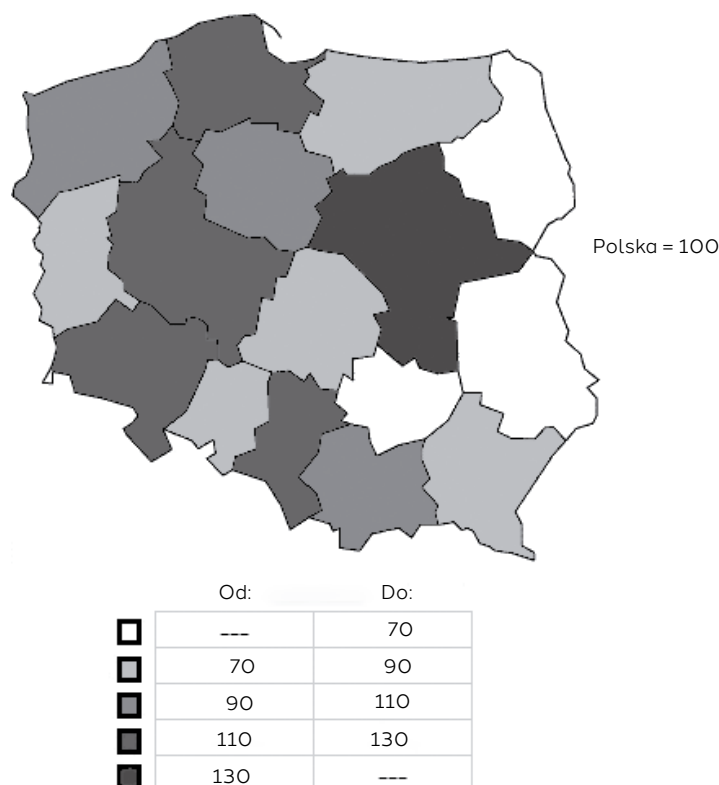
gdzie: VAL_{it} – wydajność pracy w i -tym województwie w roku t w cenach stałych (wartość dodana brutto na pracującego), KL_{it} – techniczne uzbrojenie pracy w i -tym województwie w roku t w cenach stałych (wartość środków trwałych brutto na pracującego), α_{0i} – logarytm naturalny z wyjściowego poziomu TFP w i -tym województwie, α_{1i} – stopa egzogenicznego postępu technicznego w i -tym województwie, α – elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy, ε_{it} – nieobserwowalny składnik losowy, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Wykorzystując otrzymane oszacowanie elastyczności $\alpha = 0,41$, w dalszej kolejności wyznaczono szacunkowe poziomy TFP za pomocą następującego wzoru (założono postęp techniczny neutralny w sensie Harroda):

$$\log TFP_{it} = \frac{\log\left(\frac{VAL_{it}}{KL_{it}^\alpha}\right)}{(1-\alpha)}$$

Na rysunku 2 przedstawiono średnie regionalne zróżnicowanie TFP w latach 1999–2015. Najwyższym przeciętnym poziomem TFP w analizowanym okresie odznaczało się województwo mazowieckie, dla którego wartość omawianej zmiennej była o ok. 40% wyższa od średniej dla Polski. Najniższą wartość TFP odnotowano ponownie dla województwa lubelskiego (ok. 58% średniego poziomu dla Polski). Różnica między omawianym regionem a drugim w kolejności regionem o najniższym TFP (województwem podlaskim) wyniosła aż ok. 10 p.p. w odniesieniu do średniego poziomu w kraju. W przypadku analizowanych kategorii uwidacznia się charakterystyczny podział na wschodnią „Polskę B” i zachodnią „Polskę A”.

Rysunek 2. Przeciętne regionalne zróżnicowanie TFP w latach 1999–2015 (Polska = 100)

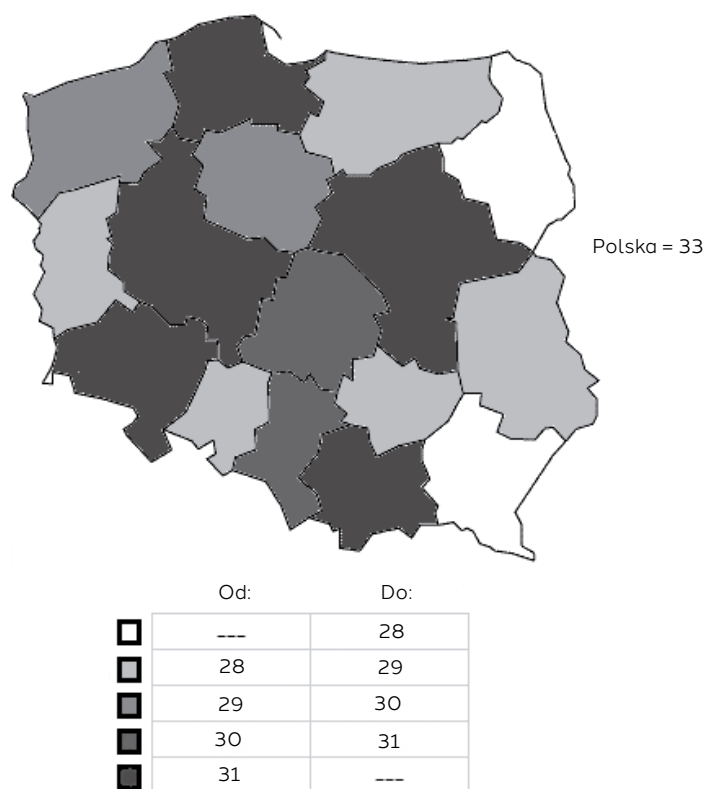


Źródło: opracowanie własne na podstawie otrzymanych oszacowań oraz danych GUS.

Wykorzystane dane statystyczne

Jako miarę nierównomierności rozkładu płac wykorzystano współczynnik Giniego obliczony dla miesięcznych płac brutto. Miara ta w układzie (wewnątrz) regionalnym została oszacowana na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych pochodzących z badania struktury wynagrodzeń według zawodów w październiku danego roku – Z-12 [GUS, 2016]⁵. Dane statystyczne odnośnie do pozostałych zmiennych zaczerpnięto z zasobów GUS (Bank Danych Lokalnych, roczniki statystyczne). Zbudowana baza danych zawierała dane roczne (za lata 1999–2015, tj. 17 lat) w ujęciu wojewódzkim (łącznie 272 obserwacje). Przyjęty okres badawczy wynikał z dostępności danych statystycznych w analizowanym podziale administracyjnym, w szczególności w zakresie mikrodanych z badania Z-12, będących podstawą szacowania stosowanej miary zróżnicowania płac. Do estymacji parametrów modeli wykorzystano panelowy estymator dynamicznej metody najmniejszych kwadratów (DOLS). Takie postępowanie pozwoli uwzględnić chociażby ewentualne problemy niestacjonarności i endogeniczności modelowanych zmiennych.

Rysunek 3. Przeciętny poziom zróżnicowania płac w województwach w okresie 1999–2015 (mierzonego współczynnikiem Giniego, w %)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych GUS.

Na rysunku 3 przedstawiono przeciętne poziomy zróżnicowania płac w układzie wojewódzkim obliczone dla lat 1999–2015. Przeciętne zróżnicowanie płac w Polsce w tym okresie wynosiło ok. 33%. Najniższe wartości miernika zanotowano w województwach śląski i łódzki. W szczególności najniższym przeciętnym wewnątrzregionalnym poziomem dyspersji płac charakteryzowało się województwo podlaskie (średnio ok. 27,5%). Najwyższą przeciętną wartość miernik osiągał w województwie mazowieckim (przeciętnie ok. 38,4%). Jak się wydaje, tak znaczne różnice pomiędzy poziomami dyspersji płac mogą wynikać ze zróżnicowania sze-

⁵ Współczynniki te nie są publikowane przez GUS (choć obliczane na potrzeby wewnętrzne), stąd też zaszła potrzeba oszacowania ich w badanym okresie.

roko rozumianych kwalifikacji pracowników w poszczególnych regionach kraju. W każdym z tych regionów funkcjonuje grupa osób nisko wykwalifikowanych, opłacanych zazwyczaj zgodnie ze stawką wyznaczoną przez płacę minimalną. W większości firm zatrudniani są przecież dozorczy, portierzy oraz ochroniarze itd. W regionach cechujących się szybszą absorpcją technologii jest tworzony klimat dla pracowników ambitnych z wysokim poziomem kapitału ludzkiego (a także poprzez pozytywne sprzężenie zwrotne – szybszym tempem jego tworzenia). Otrzymują oni wynagrodzenia znacznie wyższe niż przeciętne. Prowadzi to do powiększania się wewnątrzregionalnych nierówności. W przypadku województwa mazowieckiego wzrost ten jest dodatkowo potęgowany obecnością miasta stołecznego. Płace otrzymują tam ministrowie i wysocy rangą urzędnicy państwowi. W Warszawie są ulokowane też centra dużych firm. Wysokie kwalifikacje, odpowiedzialność i zarobki ich dyrektorów oraz managerów również wpływają na wewnątrzregionalną polaryzację płac.

Oszacowania relacji standaryzowanego zróżnicowania płac z poziomem TFP w województwach

Oszacowano modele poziomu łącznej produktywności czynników produkcji uzależniające ją od zwykłego i standaryzowanego współczynnika Giniego dla płac oraz zmiennych kontrolnych, reprezentujących kapitał ludzki oraz społeczny. Zastosowano następujące oznaczenia zmiennych:

GINI – współczynnik Giniego obliczony dla płac;

GINI_SQ – kwadrat zmiennej GINI;

UGINI – wystandaryzowany (za pomocą średnich i odchyłeń standardowych grupowych) współczynnik Giniego nierównomierności rozkładu płac;

UGINI_SQ – kwadrat zmiennej UGINI;

LLK – przeciętna liczba lat kształcenia na pracującego, obliczona jako suma skumulowanej ustawowej liczby lat kształcenia na danym szczeblu edukacji ważona udziałami osób pracujących z danym poziomem wykształcenia; FERT – współczynnik dzietności, tj. liczba dzieci, które urodziłyby przeciętnie kobieta w ciągu całego okresu rozrodczego (15–49 lat) przy założeniu, że w poszczególnych fazach tego okresu rodziłyby z intensywnością obserwowaną w badanym roku.

Tabela 1. Oszacowania parametrów modeli uwzględniających zwykły oraz wystandaryzowany współczynnik nierównomierności płac, estymator DOLS, 2001–2015

Zmienna zależna log TFP	Warianty estymacji				
	1	2	3		4
			grupa A	grupa B	
Zmienna:					
log GINI	0,46 (p < 0,001)	-3,59 (p = 0,65)	43,12 (p = 0,064)	66,99 (p < 0,001)	–
log GINI_SQ	–	0,59 (p = 0,61)	-6,21 (p = 0,067)	-9,96 (p < 0,001)	–
UGINI	–	–	–	–	0,0214 (p < 0,001)
UGINI_SQ	–	–	–	–	-0,0113 (p = 0,049)
log LLK	5,19 (p < 0,001)	5,31 (p < 0,001)	6,06 (p < 0,001)	4,48 (p < 0,001)	5,11 (p < 0,001)
log FERT	0,316 (p < 0,001)	0,226 (p = 0,014)	0,469 (p = 0,026)	0,302 (p = 0,004)	0,268 (p = 0,004)
R ²	0,969	0,971	0,933	0,941	0,972
SE	0,058	0,059	0,066	0,056	0,058
Jarque-Bera	8,45 (p = 0,015)	3,42 (p = 0,181)	8,17 (p = 0,017)	5,35 (p = 0,069)	6,04 (p = 0,049)
LLC	-10,46 (p < 0,001)	-10,30 (p < 0,001)	-6,81 (p < 0,001)	-7,16 (p < 0,001)	-10,39 (p < 0,001)
ADF	143,41 (p < 0,001)	143,47 (p < 0,001)	67,13 (p < 0,001)	67,46 (p < 0,001)	143,75 (p < 0,001)
Liczebność próby	240	240	120	90	240
Liczba jednostek	16	16	8	6	16

Podana liczebność oraz zakres próby dotyczą zakresu efektywnego (estymator DOLS wykorzystuje wyprzedzenia oraz opóźnienia zmiennych).

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

W tabeli 1 zaprezentowano wyniki estymacji parametrów modelowanych zależności⁶. W wariancie 3 wykorzystano podział na dwie grupy, według kryterium średniego poziomu zróżnicowania płac oraz poziomu TFP w badanym okresie (nie udało się włączyć do żadnej z grup województw mazowieckiego oraz podkarpackiego) [Mowczan, 2022]. W grupie A znalazły się województwa: pomorskie, zachodnio-pomorskie, kujawsko-pomorskie, wielkopolskie, dolnośląskie, łódzkie, śląskie i małopolskie. Do grupy B zaliczono województwa: lubuskie, opolskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie i lubelskie. W wariantach modelu 3 oraz 4 otrzymano statystycznie istotne oszacowania parametrów. Niemniej dla regionów grupy A (wariant 3) zróżnicowanie płac jest statystycznie istotne na poziomie 10%. Testy LLC oraz ADF wskazują na stacjonarność składnika losowego, co sugeruje długookresową stabilność modelowanych relacji. W przypadku wariantu 2, tj. estymacji łącznej dla wszystkich 16 regionów, współczynnik Giniego okazał się nieistotny statystycznie. W dodatku znaki ocen parametrów były odmienne od oczekiwanych, co uniemożliwia wyznaczenie optymalnego zróżnicowania płac. W wyniku estymacji modelu log-liniowego (wariant 1) uzyskano z kolei pozytywną zależność pomiędzy poziomem zróżnicowania płac a poziomem TFP. Jak już jednak wspomniano, taka zależność mogłaby się utrzymywać tylko w pewnym zakresie zmian dyspersji płac (tj. dopóki agregatowo przeważa efekt motywacyjny).

Dodatnie znaki oszacowań parametrów przy przeciętnej liczbie lat kształcenia raczej nie budzą wątpliwości. Otrzymanie dodatniego znaku przy współczynniku dzietności zasługuje na szerszy komentarz. Wiele badań potwierdza bowiem negatywną relację pomiędzy współczynnikiem dzietności a wzrostem gospodarczym, co uzasadnia się teorią przejścia demograficznego czy też faktem, że utrzymanie i wykształcenie dziecka jest związane ze znacznymi kosztami (wybór między ilością a jakością). Warto jednak wspomnieć, że w wielu z tych badań (np. Bloom, Williamson [1998], Li, Zhang [2007], Ashraf, Weil, Wilde [2013]) wzrost gospodarczy jest mierzony za pomocą stopy wzrostu PKB *per capita*. Powoduje to, że modelowana relacja jest quasi-tożsamościowa. Urodzenie się dziecka zwiększa bowiem mianownik zmiennej PKB *per capita* (po wliczeniu do ludności). Tym samym *ceteris paribus* obniża stopę wzrostu gospodarczego. Fox, Klüsener i Myrskylä [2019] wskazują na szereg badań dotyczących krajów na wyższym poziomie rozwoju, w których taka relacja ulega odwróceniu z negatywnej w pozytywną. Co ważne, autorzy ci zaznaczają, że to odwrócenie zachodzi również na poziomie regionalnym. Teoretycznego uzasadnienia doszukują się w zmianach w sposobie prowadzenia polityki społecznej (w szczególności rodzinnej), a także w upowszechnieniu się elastycznych form zatrudnienia. Z kolei w badaniach związku pomiędzy dzietnością (przyrostem) i dynamiką wydajności pracy w Polsce pozytywną relację otrzymał Sztadynger [2015]. W uzasadnieniu stwierdził, że pojawienie się dziecka stanowi dla rodziców (a także całej rodziny) rodzaj impulsu do zapewnienia mu jak najlepszych warunków rozwoju, w tym warunków materialnych, co intensyfikuje działania zarobkowe.

Otrzymane znaki oszacowań przy współczynniku Giniego w wariantach modeli 3 oraz 4 sugerują istnienie związku pomiędzy nierównomiernością rozkładu płac a TFP w postaci paraboli z ramionami skierowanymi w dół. Obliczenie ekstremum lokalnego (maksimum) tej funkcji oraz wykorzystanie średnich i odchyłeń standardowych grupowych w przypadku zmiennej standaryzowanej pozwoli na oszacowanie optymalnych różnic w płacach dla każdego z województw. Wielkości te zaprezentowano w tabeli 2. Jak można zauważyć, podejście oparte na standaryzacji w zdecydowanie większym stopniu uwzględnia indywidualny charakter regionu i jest wolne od arbitralności wyboru kryteriów podziału województw na grupy⁷. Uwidacznia się to np. w przypadku województwa zachodniopomorskiego (grupa A) oraz lubuskiego (grupa B). Różnice pomiędzy optymalnymi różnicami w płacach na podstawie wariantów modeli 3 oraz 4 przekraczają 1,5 p.p.

⁶ Stabilność prezentowanych oszacowań była weryfikowana przy wykorzystaniu różnych specyfikacji (m.in. poprzez uwzględnienie innej miary kapitału ludzkiego – odsetka osób aktywnych zawodowo z wykształceniem wyższym), różnych metod estymacji (tj. również estymatora FMOLS) oraz za pomocą grupowania województw na kilka sposobów [Mowczan, 2022].

⁷ Przeprowadzono również estymację wariantu modelu z wystandaryzowanym współczynnikiem zróżnicowania płac, ale bez województw mazowieckiego i podkarpackiego w próbie. Różnice pomiędzy omawianym wariantem a wariantem 4 w zakresie optymalnego poziomu GINI oraz strat na produktywności były pomijalnie małe (mniejsze niż 0,5 p.p.). Wyniki dostępne u autorów.

Tabela 2. Oszacowania optymalnych poziomów zróżnicowania płac w województwach

Województwo	Szacunkowe poziomy optymalnego zróżnicowania płac na podstawie				Współczynnik Giniego w 2015 r. według GUS
	modelu 3		modelu 4	różnica: model 4 i 3	
	grupa A	grupa B			
Dolnośląskie	32,1	–	33,6	1,5	31,9
Kujawsko-pomorskie	32,1	–	30,6	–1,5	27,7
Lubelskie	–	28,9	29,8	0,9	27,1
Lubuskie	–	28,9	30,5	1,6	26,1
Łódzkie	32,1	–	32,1	0,0	30,2
Małopolskie	32,1	–	32,7	0,6	31,7
Mazowieckie	–	–	39,0	–	38,0
Opolskie	–	28,9	29,8	0,9	28,4
Podkarpackie	–	–	28,8	–	27,6
Podlaskie	–	28,9	28,5	–0,4	27,0
Pomorskie	32,1	–	33,0	0,9	31,5
Śląskie	32,1	–	32,0	–0,1	29,9
Świętokrzyskie	–	28,9	29,4	0,5	28,5
Warmińsko-mazurskie	–	28,9	30,0	1,1	26,7
Wielkopolskie	32,1	–	32,4	0,3	29,9
Zachodniopomorskie	32,1	–	30,4	–1,7	28,5

Źródło: opracowanie własne na podstawie modeli przedstawionych w tabeli 1.

Zgodnie z prezentowaną koncepcją wzrost nierówności, gdy są one niższe od optymalnych, będzie potencjalnie związany z wyższym poziomem TFP. Nierówności w tym przypadku działają sumarycznie motywująco, zachęcając pracowników (zarówno o wyższym, jak i niższym poziomie płac) do zwiększonego wysiłku wkładanego w pracę. W przypadku, gdy nierówności przekroczą poziom optymalny, zaczyna przeważać efekt zniechęcenia, a u coraz większej części pracowników wzmaga się poczucie niesprawiedliwości. Skutkuje to zmniejszonym zaangażowaniem w pracę (a tym samym niższym poziomem TFP). Porównując szacunkowe wartości optymalnych dyspersji płac ze współczynnikami Giniego z 2015 r., można wysnuć wniosek, że wszystkie województwa znajdowały się poniżej swojego poziomu optymalnego. Największe odstępstwa od wartości optymalnych (wyznaczonych z modelu 4) wystąpiły w województwach lubuskim oraz warmińsko-mazurskim.

Na koniec warto krótko wskazać na praktyczną konsekwencję dla rozwoju regionów, która wynika z przedstawionych powyżej analiz. Województwa nieatrakcyjne dla pracowników z punktu widzenia relatywnych warunków płacowych będą rozwijać się wolniej, niż mogłyby. Z kolei regiony atrakcyjne zrealizują rozwój bliższy potencjalnemu. Już **Myrdal [1957]** w swojej pracy wskazywał, że brak skutecznego interwencjonizmu w mechanizmy rynkowe prowadzi do wspomnianego wcześniej błędnego koła. W wyniku jego działania następuje wzrost różnic rozwojowych między regionami. W kontekście rozważanego problemu istotnym czynnikiem dla tego procesu jest brak uwzględnienia heterogeniczności relacji płacowych pomiędzy regionami na poziomie polityki regionalnej. Efekt ten będzie potęgował dystans, jaki jest pomiędzy rzeczywistym zróżnicowaniem płac a tym oczekiwanym (optymalnym). Zgodnie z teorią rozwoju regionalnego przedstawioną przez Myrdala nastąpi kumulacja czynników pozytywnych (w przypadku regionów wyżej rozwiniętych) i negatywnych (w przypadku regionów słabiej rozwiniętych). Jak już zostało wspomniane, będzie to skutkowało utrwalaniem się dysproporcji rozwojowych pomiędzy województwami.

Podsumowanie

Od ponad 20 lat ekonomiści i socjologowie zmagają się z kluczowym problemem ekonomicznym i społecznym, który dotyczy tego, jak nierówności płac oraz dochodów przekładają się na produktywność gospodarki. Jedni twierdzą, że związek ten jest pozytywny, inni – że negatywny, a jeszcze inni – że nie ma żadnej bezpośredniej relacji pomiędzy tymi kategoriami. Spór ten trwa, mimo że już na przełomie XX i XXI w. pojawiły się prace [Blümle, Sell, 1998; Chen, 2003; Banerjee, Duflo, 2003] potwierdzające paraboliczny kształt funkcji opisującej związek nierówności ze wzrostem gospodarczym oraz poziomem produktywności. Naszym zdaniem rozwiązuje to problem badań opartych na szeregach czasowych (dla jednego kraju albo jednego regionu). Wystarczy przyjąć założenie o jednej paraboli (stałej w czasie).

Natomiast w badaniach opartych na danych przekrojowych albo przekrojowo-czasowych to nie wystarczy, ponieważ z reguły parabole dla poszczególnych jednostek różnią się istotnie. Jest oczywiste, że nie można dwóch parabol o różnych maksimach bezpośrednio nałożyć na siebie i otrzymać jednej wspólnej paraboli. W artykule proponujemy rozwiązanie tego problemu dzięki standaryzacji zróżnicowania płac. Zabieg ten powoduje, że wprowadzona w sposób nieliniowy do modelu zmienna „zróżnicowanie płac” staje się istotna statystycznie. Na tej podstawie dla każdego z 16 województw wyznaczamy optymalne zróżnicowanie płac. Mając do wyboru pracochłonne i w pewnym stopniu arbitralne grupowanie województw albo standaryzację zróżnicowania płac, zdecydowanie rekomendujemy to drugie. Uważamy, że należałoby zweryfikować wszystkie wcześniejsze prowadzone dla grup krajów badania, które nie potwierdziły związku nierówności z produktywnością gospodarki. Weryfikacja powinna polegać na zastosowaniu wystandaryzowanego zróżnicowania płac. Co więcej, w modelach z potwierdzoną liniową dodatnią albo ujemną zależnością między zróżnicowaniem płac a produktywnością należałoby wprowadzić zależność paraboliczną. Wtedy – być może – okaże się, że otrzymane wyniki nie były sprzeczne, a jedynie zastosowane modele były zbyt uproszczone.

Bibliografia

- Aiyar S., Ebeke Ch. [2020], Inequality of opportunity, inequality of income and economic growth, *World Development*, 136: 105–115.
- Akerlof A. G., Yellen J. L. [1990], The fair wage-effort hypothesis and unemployment, *The Quarterly Journal of Economics*, 105 (2): 255–283.
- Alesina A., La Ferrara E. [2000], Participation in heterogeneous communities, *Quarterly Journal of Economics*, 115 (3): 847–904.
- Alesina A., La Ferrara E. [2002], Who trusts others?, *Journal of Public Economics*, 85 (2): 207–234.
- Aperte L. A. [2013], The impact of wage dispersion on labor productivity. Evidence from Finnish workers, w: Polachek S. W., Tatsiramos K. (red.), *Research in Labor Economics 38*: 77–103, Emerald Publishing Limited, Bingley.
- Ashraf Q. H., Weil D. N., Wilde J. [2013], The effect of fertility reduction on economic growth, *Population and Development Review*, 39 (1): 97–130.
- Banerjee A. V., Duflo E. [2003], Inequality and growth: what can the data say?, *Journal of Economic Growth*, 8: 267–299.
- Bebonchu A. [2018], Regional heterogeneity in the relationship between inequality and growth: evidence from panel vector autoregressions, *The Journal of Economic Asymmetries*, 17 (C): 41–47.
- Biswas S., Chakraborty I., Hai R. [2017], Income inequality, tax policy, and economic growth, *The Economic Journal*, 127 (601): 688–727.
- Bloom D. E., Williamson J. G. [1998], Demographic transition and economic miracles in emerging Asia, *The World Bank Economic Review*, 12 (3): 419–455.
- Bloom M. [1999], The performance effects of pay dispersion on individuals and organizations, *The Academy of Management Journal*, 42 (1): 25–40.
- Blümle G., Sell F. L. [1998], A positive theory of optimal personal income distribution and growth, *Atlantic Economic Journal*, 26 (4): 331–352.
- Brida J. G., Carrera E. J. S., Segarra V. [2020], Clustering and regime dynamics for economic growth and income inequality, *Structural Change and Economic Dynamics*, 52: 99–108.
- Burdziak A., Myślińska A. [2008], Ekonometryczna weryfikacja efektu aglomeracji netto w gospodarce polskiej w latach 2000–2005, *Studia Regionalne i Lokalne*, 2 (32): 72–91.
- Chen B.-L. [2003], An inverted-u relationship between inequality and long-run growth, *Economics Letters*, 78 (2): 205–212.

- Davis L. [2019], Growth, inequality and tunnel effects: a formal mode, *Journal of Happiness Studies*, 20: 1103–1119.
- Dawkins C.J. [2003], Regional development theory: conceptual foundation, classic works, and recent developments, *Journal of Planning Literature*, 18(2): 131–172.
- DeBroek L., Hendricks W., Koenker R. [2004], Pay and performance: the impact of salary distribution on firm-level outcomes in baseball, *Journal of Sports Economics*, 5(3): 243–261.
- Espoir D.K., Ngepah N. [2021], The effects of inequality on total factor productivity across districts in South Africa: a spatial econometric analysis, *GeoJournal*, 86: 2607–2638.
- Florczak W. [2011], *W kierunku endogenicznego i zrównoważonego rozwoju – perspektywa makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Forbes K.J. [2000], A reassessment of the relationship between inequality and growth, *The American Economic Review*, 90(4): 869–887.
- Fox J., Klüsener S., Myrskylä M. [2019], Is a positive relationship between fertility and economic development emerging at the sub-national regional level? Theoretical consideration and evidence from Europe, *European Journal of Population*, 35: 487–518.
- Freeman R.B., Gelber A.M. [2010], Prize structure and information in tournaments: experimental evidence, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(1): 149–164.
- Grund C., Westergaard-Nielsen N. [2008], The dispersion of employees' wage increases and firm performance, *ILR Review*, 61(4): 485–501.
- GUS [2016], *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2014 r.*, Warszawa.
- Hasanov F., Izraeli O. [2011], Income inequality, economic growth, and the distribution of income gains: evidence from U.S. states, *Journal of Regional Science*, 51(3): 518–539.
- Hirschman A.O., Rothschild M. [1973], The changing tolerance for income inequality in the course of economic development, *The Quarterly Journal of Economics*, 87(4): 544–566.
- Hong Vo D., Cong Nguyen T., Tran N., Anh V. [2019], What factors affect income inequality and economic growth in middle-income countries?, *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1): 1–12.
- Kong D., Wang Y., Zhang J. [2020], Efficiency wages as gift exchange: Evidence from corporate innovation in China, *Journal of Corporate Finance*, 65: 1–25.
- Kumor P., Pawlak W., Sztudynger J.J. [2009], Growth and inequality: differences in optimal income inequality between Sweden, the United States and Poland, w: Liberda Z.B., Grochowska A. (red.), *Civilizational Competences and Regional Development in Poland*: 204–219, Uniwersytet Warszawski, Warszawa.
- Kumor P., Sztudynger J.J. [2007], Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna, *Ekonomista*, 1: 45–58.
- Lallemand T., Plasman R., Rycx F. [2007], Wage structure and firm productivity in Belgium, *NBER Working Paper*, 12978.
- Lazear E.P., Rosen S. [1981], Rank-order tournaments as optimum labor contracts, *Journal of Political Economy*, 89(5): 841–864.
- Li H., Zhang J. [2007], Do high birth rates hamper economic growth, *The Review of Economics and Statistics*, 89(1): 110–117.
- Lincoln A. [2012], *Famous quotes: Abraham Lincoln on how labor creates capital*, <https://molinahistory.wordpress.com/2012/02/16/famous-quotes-abraham-lincoln-on-how-labor-creates-capital> (dostęp: 20.03.2022).
- Liu J. [2002], Does wage inequality affect labor productivity? Some evidence from manufacturing industries of Taiwan and South Korea, *Asian Pacific Management Review*, 7(4): 449–476.
- Mahy B., Rycx F., Volral M. [2011], Does wage dispersion make all firms productive?, *IZA Discussion Paper Series*, 5791.
- Miller S.M., Upadhyay M.P. [2000], The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity, *Journal of Development Economics*, 63(2): 399–423.
- Mowczan D. [2022], *Zróżnicowanie płac w województwach i jego wpływ na łączną produktywność czynników produkcji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Myrdal G. [1957], *Economic theory and underdeveloped regions*, Gerald Duckworth & Co. Ltd, London.
- Nowak P. [2011], *Nowy paradygmat rozwoju regionalnego na przykładzie wybranych regionów Europy Zachodniej – rozprawa doktorska*, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Katedra Strategii i Polityki Konkurencyjności Międzynarodowej, Poznań.
- Ostry M.J.D., Berg M.A., Tsangarides M.C.G. [2014], Redistribution, inequality, and growth, *IMF Staff Discussion Note*, SDN 14(02).
- Persson T., Tabellini G. [1994], Is inequality harmful for growth?, *The American Economic Review*, 84(3): 600–621.
- Policardo L., Punzo L.F., Carrera E.J. [2019], On the wage – productivity causal relationship, *Empirical Economics*, 57(1): 329–343.
- Romer P.M. [1994], The origins of endogenous growth, *Journal of Economic Perspectives*, 8(1): 3–22.
- Rubin A., Segal D. [2015], The effects of economic growth on income inequality in the US, *Journal of Macroeconomics*, 45(C): 258–273.
- Shin I. [2012], Income inequality and economic growth, *Economic Modelling*, 29(5): 2049–2057.

- Szopa B. [2005], Nierówności dochodowe – język opisu, *Polityka Społeczna*, 2: 1–4.
- Sztaudynger J.J. [2003], *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Uniwersytet Łódzki, Łódź.
- Sztaudynger J.J. [2015], Family and economic growth in Poland, *Folia Oeconomica Stetinensia*, 14(2): 53–75.
- Sztaudynger J.M., Sztaudynger J.J. [2019], Wzrost gospodarczy a inwestycje – znaczenie wąskich gardeł, *Ekonomista*, 6: 680–700.
- Topuz S.G. [2022], The relationship between income inequality and economic growth: are transmission channels effective?, *Social Indicators Research*, 162: 1177–1231, <https://doi.org/10.1007/s11205-022-02882-0>.
- Uslaner E.M., Brown M. [2005], Inequality, trust, and civic engagement, *American Politics Research*, 33(6): 868–894.
- Zwiech P. [2016], *Nierówności ekonomiczne w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.