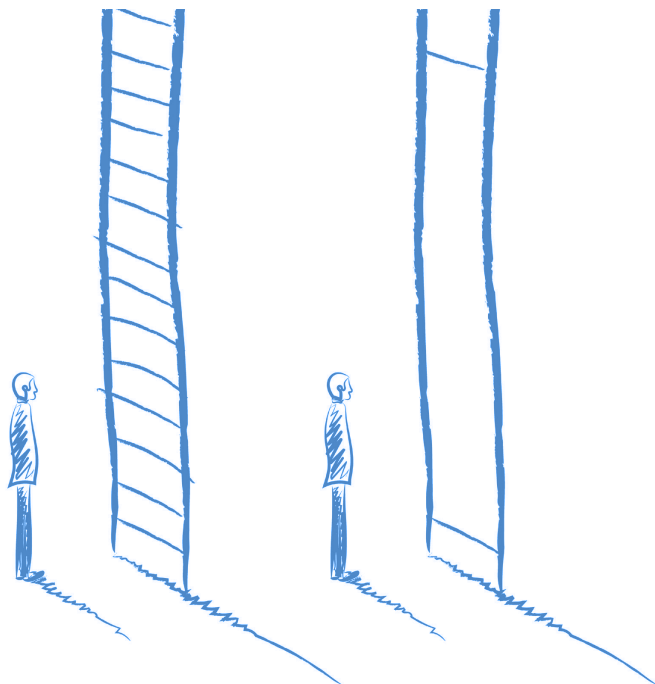


Ekonomia

# Zróżnicowanie płac w województwach i jego wpływ na łączną produktywność czynników produkcji

Damian Mowczan



# **Zróżnicowanie płac w województwach i jego wpływ na łączną produktywność czynników produkcji**



WYDAWNICTWO  
UNIWERSYTETU  
ŁÓDZKIEGO

Ekonomia

# **Zróżnicowanie płac w województwach i jego wpływ na łączną produktywność czynników produkcji**

Damian Mowczan



**WYDAWNICTWO  
UNIwersytetu  
ŁÓDZKIEGO**

Łódź 2022

Damian Mowczan (ORCID: 0000-0002-2971-2461)  
– Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny  
Instytut Ekonometrii, Katedra Ekonometrii  
90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43

RECENZENCI

*Jacek Batóg, Barbara Liberda*

REDAKTOR INICJUJĄCY

*Beata Koźniewska*

REDAKTOR WYDAWNICTWA UŁ

*Dorota Stępień*

SKŁAD I ŁAMANIE

*AGENT PR*

PROJEKT OKŁADKI

*Agencja Reklamowa efectoro.pl*

Grafika wykorzystana na okładce: © Depositphotos.com/Micicj

Publikacja finansowana ze środków Dziekana Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego UŁ  
oraz Katedry Ekonometrii UŁ

© Copyright by Damian Mowczan, Łódź 2022

© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2022

<https://doi.org/10.18778/8220-883-2>

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego  
Wydanie I. W.10642.22.0.M

Ark. wyd. 11,5; ark. druk. 11,625

e-ISBN 978-83-8220-883-2

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego  
90-237 Łódź, ul. Jana Matejki 34A  
[www.wydawnictwo.uni.lodz.pl](http://www.wydawnictwo.uni.lodz.pl)  
e-mail: [ksiegarnia@uni.lodz.pl](mailto:ksiegarnia@uni.lodz.pl)  
tel. 42 635 55 77

*Mojej Żonie i moim Rodzicom*



# Spis treści

|                                                                                                                    |            |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| Wstęp                                                                                                              | 9          |
| Rozdział 1                                                                                                         |            |
| <b>Nierówności dochodów i płac</b>                                                                                 | <b>17</b>  |
| 1.1. Wprowadzenie                                                                                                  | 17         |
| 1.2. Ekonomiczny i społeczny aspekt nierówności                                                                    | 18         |
| 1.3. Teoretyczne podstawy pomiaru nierówności dochodów i płac                                                      | 35         |
| 1.4. Charakterystyka wykorzystywanej bazy danych                                                                   | 49         |
| 1.5. Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania płac w Polsce                                                 | 51         |
| 1.6. Podsumowanie                                                                                                  | 58         |
| Rozdział 2                                                                                                         |            |
| <b>Wzrost gospodarczy oraz łączna produktywność czynników produkcji i ich związki z nierównościami dochodów</b>    | <b>61</b>  |
| 2.1. Wprowadzenie                                                                                                  | 61         |
| 2.2. Teoretyczne podstawy modeli wzrostu gospodarczego                                                             | 62         |
| 2.3. Wzrost gospodarczy a rozwój regionalny                                                                        | 69         |
| 2.4. Konwergencja dochodowa i jej rodzaje                                                                          | 75         |
| 2.5. Relacje pomiędzy zróżnicowaniem dochodów i płac a wzrostem gospodarczym w ujęciu teoretycznym i empirycznym   | 80         |
| 2.6. Relacje pomiędzy zróżnicowaniem dochodów i płac a poziomem produktywności w ujęciu teoretycznym i empirycznym | 91         |
| 2.7. Podsumowanie                                                                                                  | 103        |
| Rozdział 3                                                                                                         |            |
| <b>Łączna produktywność czynników produkcji w ujęciu regionalnym</b>                                               | <b>107</b> |
| 3.1. Wprowadzenie                                                                                                  | 107        |
| 3.2. Sposób pomiaru łącznej produktywności czynników produkcji                                                     | 108        |
| 3.3. Wybrane metody estymacji parametrów i testowania dla modeli panelowych                                        | 110        |
| 3.4. Oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji w przekroju wojewódzkim                                | 112        |
| 3.5. Podsumowanie                                                                                                  | 119        |

Rozdział 4

**Ekonometryczna analiza wpływu regionalnych nierówności płacowych na poziom TFP 121**

|                                                                                                                          |     |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 4.1. Wprowadzenie                                                                                                        | 121 |
| 4.2. Weryfikowane hipotezy oraz uzasadnienie wyboru postaci funkcyjnej                                                   | 121 |
| 4.3. Analiza stacjonarności zmiennych objaśniających TFP oraz testowanie występowania relacji długookresowej             | 129 |
| 4.4. Oszacowanie modeli wpływu nierówności płac na produktywność czynników produkcji w ujęciu regionalnym                | 131 |
| 4.5. Szacunki strat na efektywności wykorzystania czynników produkcji z tytułu nieoptymalnego zróżnicowania płac         | 139 |
| 4.6. Wyniki estymacji z wykorzystaniem wystandaryzowanego współczynnika zróżnicowania płac w roli zmiennej objaśniającej | 141 |
| 4.7. Podsumowanie                                                                                                        | 150 |

|             |     |
|-------------|-----|
| Zakończenie | 153 |
|-------------|-----|

|              |     |
|--------------|-----|
| Bibliografia | 159 |
|--------------|-----|

|            |     |
|------------|-----|
| Załączniki | 175 |
|------------|-----|

|                                                                                                           |     |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| Załącznik 1. Opóźniony wpływ współczynnika zróżnicowania płac na łączną produktywność czynników produkcji | 175 |
| Załącznik 2. Wpływ zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP                                                | 176 |
| Załącznik 3. Wpływ standaryzowanego zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP                               | 177 |
| Załącznik 4. Wpływ standaryzowanego zróżnicowania płac na poziom wydajności pracy                         | 178 |
| Załącznik 5. Zróżnicowanie płac brutto w Polsce na przestrzeni lat                                        | 179 |
| Załącznik 6. Zróżnicowanie płac brutto w Polsce na tle wybranych krajów                                   | 180 |
| Załącznik 7. Przykład danych statystycznych wykorzystanych w pracy                                        | 181 |

|               |     |
|---------------|-----|
| Spis rysunków | 183 |
|---------------|-----|

|            |     |
|------------|-----|
| Spis tabel | 185 |
|------------|-----|

# Wstęp

Problem nierówności<sup>1</sup> ekonomicznych i społecznych mniej więcej od lat 90. ubiegłego wieku jest tematem budzącym żywe zainteresowanie badaczy różnych dziedzin nauki – ekonomistów, socjologów, filozofów. Nie oznacza to oczywiście, że ekonomiści nie zajmowali się tym problemem wcześniej. Dla przykładu A. Smith [1776] zwracał uwagę, że koncentracja bogactwa wzmacnia poczucie niezadowolenia u biedniejszej części ludności i może być zagrożeniem dla porządku społecznego.

Na intensyfikację badań nad relacjami nierówności ze wzrostem gospodarczym, jak się wydaje, istotny wpływ miała praca takich autorów, jak K. Deininger i L. Squire [1996]. Opublikowali oni tzw. zbiór „wysokiej jakości” danych o zróżnicowaniu dochodów<sup>2</sup>, który był następnie szeroko wykorzystywany w innych publikacjach [zob. np. Forbes, 2000; Chen, 2003; Knowles, 2005]. Wzrost zainteresowania tą problematyką w ostatnich latach można przypisać w szczególności efektom wydania głośnej książki *Kapitał w XXI wieku*, której autorem jest T. Piketty [2015].

- 
- 1 Pojęcia „zróżnicowanie”, „nierówności” czy „dyspersja” będą stosowane w pracy zamiennie (w celu zwiększenia zróżnicowania językowego). Warto jednak zwrócić uwagę, że nie są one zupełnie tożsame. Jak wskazuje Zwiech [2016, s. 17–18], termin „zróżnicowanie” jest pojęciem szerszym niż termin „nierówności”. Niemniej jednak dopuszczalne jest ich synonimiczne zastosowanie [Szopa, 2005, s. 2–4].
  - 2 Jak zauważa S.M. Kot, we wspomnianym nurcie badań empirycznych, odwołującym się do makroekonomicznej teorii wzrostu, badacze powinni posługiwać się rozkładem majątku, nie zaś rozkładem dochodów czy płac. Zastosowane uproszczenie (obecne również w tej pracy) wynika w głównej mierze z trudności w pozyskaniu informacji o rozkładzie majątku. Nie zmienia to faktu, że należy być świadomym odmienności obu tych koncepcji. Jak wskazuje T. Piketty [2015], duże majątki mają tendencję do osiągania wyższych stóp zwrotu. Nawet jeśli są tzw. majątkami „dziedzicznymi”, a nie „wypracowanymi”. Skutkuje to większą dynamiką wzrostu tych majątków, w konsekwencji generując większe nierówności. Szeroko wykorzystywane w nurcie empirycznym nierówności dochodów (tudzież płac) pozwalają jednak rzucić światło na ich relacje ze wzrostem gospodarczym.

Trwają dyskusje na temat przyczyn powstawania nierówności i skutków ich występowania dla różnych sfer życia społecznego. Często zadawane pytanie o priorytet sprawiedliwości nad efektywnością, i odwrotnie, pozostaje bez jednoznacznej odpowiedzi zarówno w debatach politycznych, jak i naukowych. Przyczyną takiego stanu rzeczy może być między innymi to, że pojęcia „równość” czy „sprawiedliwość” są wieloznaczne i mają istotny wpływ na stosunki społeczne. Pojęcie sprawiedliwości może być różnie zdefiniowane, tak samo jak można przyjmować różne kryteria efektywności (stopa wzrostu PKB, poziom wydajności pracy, sumaryczne zadowolenie z życia<sup>3</sup> itp.). Nierówności z kolei dotyczą nie tylko samych dochodów czy płac. Jak się wydaje, udzielenie jednej ostatecznej odpowiedzi na postawione pytanie nie jest możliwe.

Zapewnienie wyższego poziomu rozwoju stanowi ważny element polityki gospodarczej państwa. W efekcie, również na skutek pozytywnych zmian jakościowych, możliwa będzie poprawa warunków życia społeczeństwa, a w szczególności polepszenie sytuacji osób najuboższych. Należy więc zadać pytanie, czy w walce o wyższy poziom rozwoju nierówności ekonomiczne i społeczne mogą być użytecznym sojusznikiem? Zarówno rozważania prowadzone na gruncie teoretycznym, jak i wyniki badań empirycznych nie dostarczają jasnej odpowiedzi [zob. np. Herzer, Vollmer, 2012; Brida, Sanchez Carrera, Segarra, 2020]. Z jednej strony w literaturze znacznie częściej akcentuje się negatywny charakter wpływu nierówności na wzrost gospodarczy [zob. np. Persson, Tabellini, 1994; Hong Vo i in., 2019]. Wśród argumentów wymienia się np. ograniczenia wydatków związanych z powiększaniem kapitału ludzkiego przez osoby najbiedniejsze (utracony potencjał takich jednostek, który mógłby się przyczynić do szybszego wzrostu) czy niezadowolenie społeczne związane z poczuciem niesprawiedliwości podziału dóbr (mogące np. przełożyć się na spadek zaufania i chęci kooperacji pomiędzy ludźmi). Z drugiej strony nierówności płac tudzież dochodów powinny odzwierciedlać zróżnicowanie wyposażenia członków społeczeństwa w wiedzę, umiejętności, innowacyjność, pracowitość, uczciwość i doświadczenie. Występowanie tzw. premii za wykształcenie (lub np. szczególny rodzaj umiejętności, jaką jest przedsiębiorczość) jest bodźcem motywującym do większego zaangażowania w pracę i podnoszenia własnych kwalifikacji.

Postrzegając nierówności ekonomiczno-społeczne jako nierówności w dochodach lub płacach<sup>4</sup>, zasadne wydaje się przypuszczenie, że istnieje pewien optymalny poziom nierówności, który maksymalizuje poziom efektywności gospodarczej. Optymalne zróżnicowanie płac lub dochodów można tutaj rozumieć jako taki ich poziom, który jest najbardziej akceptowany społecznie (w sensie agregatu

3 W tym kontekście można sobie wyobrazić, że gospodarka efektywna to taka, która maksymalizuje sumaryczne zadowolenie z życia swoich obywateli.

4 Oczywiście nierówności społeczno-ekonomiczne są kategorią szerszą niż nierówności płac czy dochodów. Te drugie z kolei nie są jedyną kategorią stanowiącą podstawę porównań pomiędzy jednostkami w społeczeństwie. Niemniej jednak istnieje pewna współzależność między różnymi przestrzeniami porównań. Rozważania te zostaną podjęte w rozdziale 1.

akceptacji indywidualnych). Tej swoistej „zgody na nierówności” nie należy rozumieć dosłownie, lecz raczej w kontekście minimalizacji agregatowego poczucia dystansu ekonomicznego (interpretowanego jako poczucie „ja zarabiam za mało w stosunku do innych”). Oznacza to, że ogół społeczeństwa uznaje istniejący podział dochodu za sprawiedliwy (ściślej – „bardziej sprawiedliwy” niż każdy inny podział) i do pewnego stopnia uzasadniony. Tym samym jest to podział najmniej konfliktogenny<sup>5</sup>. Przekłada się to na najwyższy możliwy stosunek efektów pozytywnych wynikających z danego poziomu nierówności, do efektów negatywnych z tego tytułu. Jedno z pierwszych badań, w których podjęto próbę wyznaczenia optymalnego, z punktu widzenia procesów wzrostu, zróżnicowania dochodów, przeprowadzili G. Blümle oraz F.L. Sell [1998]<sup>6</sup>. Prezentowaną hipotezę pozytywnie dla Polski zweryfikowali P. Kumor oraz J.J. Sztudynger [2007]. Oszacowali oni optymalny poziom zróżnicowania płac mierzony współczynnikiem Giniego na poziomie 28,8% (lata 1985–2004).

Optymalny poziom zróżnicowania płac lub dochodów może różnić się pomiędzy krajami. Hipotezę tę potwierdzono dla Polski, Szwecji i USA, uzyskując różne optymalne współczynniki Giniego [Kumor, Pawlak, Sztudynger, 2009]. W przypadku regionów autorowi nie są znane żadne badania empiryczne (poza badaniami własnymi<sup>7</sup>), które weryfikowałyby istnienie różnych, optymalnych poziomów nierówności.

Zasadniczym celem niniejszej publikacji była próba oszacowania wpływu nierówności płac na poziom łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) i stwierdzenie, czy w województwach zróżnicowanie to jest optymalne. Postawiono następujące główne hipotezy badawcze: **(H1) dla każdego województwa istnieje optymalne zróżnicowanie płac (maksymalizujące poziom łącznej produktywności czynników produkcji); (H2) optymalne zróżnicowanie płac istotnie różni się pomiędzy województwami.** Ze względu na stosunkowo krótkie szeregi czasowe możliwe do wykorzystania w badaniu (lata 1999–2015) podjęta została próba analizy dla grup województw<sup>8</sup>. Prowadzi to do postawienia następujących hipotez szczegółowych: **(HS1) regiony słabiej rozwinięte, o niższym poziomie TFP, posiadają niższe optymalne zróżnicowanie płac; (HS2) grupa województw cechująca się wyższym poziomem rozwoju charakteryzuje się również wyższym poziomem optymalnych nierówności płac; (HS3) w województwach od dłuższego czasu (tj. od początku drugiej dekady XXI wieku)**

5 Ostatecznie, jak zauważa J.J. Sztudynger, optymalny podział dochodu może nie być akceptowany przez nikogo w społeczeństwie. Jednakże każda inna dystrybucja prowadziłaby do intensyfikacji napięć pomiędzy różnymi grupami interesów.

6 Sugestię, że zarówno zbyt duża, jak i zbyt mała dyspersja dochodów może spowalniać wzrost, wysunęli wcześniej K.M. Murphy, A. Shleifer, R. Vishny [1989, s. 559–561].

7 Wyniki prób oszacowania optymalnych nierówności płac maksymalizujących stopę wzrostu gospodarczego opublikowano w D. Mowczan [2015a; 2015b].

8 Wykorzystane szeregi czasowe są zbyt krótkie z punktu widzenia modeli i metod estymacji rozpatrywanych dla pojedynczego obiektu (województwa).

**obserwuje się różnicowanie płac niższe niż optymalne.** Lepiej rozwinięte województwa zazwyczaj przyciągają pracowników o wyższych kwalifikacjach oraz angażuje się w nich środki trwałe o wyższym poziomie innowacyjności i zaawansowania technologicznego (wyższa produktywność). Wymaga to również odpowiednio wysokiej premii za wiedzę i umiejętności niezbędne do kreacji i adaptacji tych innowacji (wyższe różnicowanie płac). Stąd też wydaje się, że optymalne różnicowanie płac w takich regionach będzie wyższe.

W pracy wykorzystano koncepcję łącznej produktywności czynników produkcji, gdyż miarę tę można interpretować jako efektywność wykorzystania tych czynników – w przypadku dwuczynnikowej funkcji produkcji typu Cobb-Douglassa – kapitału rzeczowego oraz zasobu pracy. Pozwala to również uwzględnić pośredni charakter oddziaływania dyspersji płac na wydajność pracy. Dodatkowo, jak podkreślają J.M. Sztadynger oraz J.J. Sztadynger, „[...] jedynym czynnikiem tworzącym nową wartość jest człowiek” [2019, s. 685]. Prowadzi to według nich do postrzegania TFP w kategoriach *łącznej produktywności pracy* lub *pośredniej produktywności pracy*<sup>9</sup>. Takie ujęcie uzasadnia podjęcie próby analizowania, jak różnicowanie płac wpływa na tę produktywność. Innymi słowy, czy zbyt duże lub zbyt małe różnicowanie płac może obniżać agregatową produktywność?

Mechanizm transmisji nierówności płac na poziom TFP, stojący za hipotezą główną, można przedstawić w następujący sposób. Zgodnie z teorią płacy motywującej<sup>10</sup> istnieje istotny związek między wysokością płac a wydajnością pracy [Kwiatkowski, 2007]. Istnienie tego związku dostrzegał m.in. R. Solow [1979], twierdząc, że poziom zaangażowania (wysiłku) w wykonywaną przez pracownika pracę jest bezpośrednio zależny od wysokości otrzymywanej płacy. W dysertacji założono, że 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. Założenie to wprost nawiązuje do teorii płacy uczciwej, którą zaprezentowali w pracy G.A. Akerlof i J.L. Yellen [1990]. Autorzy stwierdzają, że źródłem motywacji dla ich teorii jest prosta obserwacja ludzkiego zachowania – jeśli człowiek nie dostaje tego, na co w swojej ocenie zasługuje, to stara się „wyrównać rachunek” [Akerlof, Yellen, 1990, s. 256]. Przy zbyt niskim ogólnym różnicowaniu płac część pracowników o najwyższym poziomie kapitału ludzkiego może mieć tendencję do zaniżania swojej efektywności ze względu na narastające poczucie niesprawiedliwego podziału wynagrodzeń. Podobnie, przy zbyt dużej ogólnej dyspersji płac, część pracowników o najniższych wynagrodzeniach odczuwać będzie niesprawiedliwość, brak motywacji do pracy oraz niechęć do inwestowania we własne kwalifikacje, nie wierząc, że przyniesie to wymierne korzyści (wzrośnie

9 Zastosowanie postępu w sensie Harroda w funkcji wydajności pracy (zamiast w klasycznej regresji wzrostu z wykorzystaniem PKB per capita) pozwala również na analizowanie efektu wpływu diety na intensyfikację zaangażowania i wysiłku pracownika.

10 W literaturze używa się również pojęcia „płaca wydajnościowa” lub „płaca efektywnościowa”.

także ich zagrożenie ubóstwem). Innymi słowy, brak możliwości „skrócenia dystansu” do bogatych wywoła efekt zazdrości i wzajemnej niechęci, utrwalając podziały społeczne. Od pewnego poziomu dyspersji wynagrodzeń odwróceniu ulega „efekt tunelu”, czyli nadzieja i przekonanie, że awans społeczny jest w zasięgu rozpatrywanego pracownika [Hirschman, Rothschild, 1973]. W obu przypadkach może się to przełożyć na ogólną niższą produktywność czynników produkcji (pracy), którą w ujęciu makroekonomicznym zwyczajowo mierzy się za pomocą TFP. Ta utracona część efektywności czynników produkcji obniża ogólną stopę wzrostu gospodarczego i hamuje możliwości osiągnięcia wyższego poziomu rozwoju.

Prezentowana monografia została podzielona na cztery rozdziały.

W rozdziale 1 przedstawiono pojęcia nierówności ekonomicznych i społecznych. Znajdują się w nim również odwołania do koncepcji równości na podstawie rozważań prowadzonych przez M. Friedman i R. Friedman [2009]. Omówione zostały koncepcje dobrobytu oraz ich związki z nierównościami dochodów (płac). Dalsza część dotyczy własności powszechnie stosowanych miar nierówności (takich jak współczynnik Giniego, współczynnik Theila, współczynnik Atkinsona) oraz skróconych funkcji dobrobytu (tzw. indeks Sena). Rozdział został zakończony próbą krótkiej analizy zróżnicowania płac pomiędzy województwami.

W rozdziale 2 zaprezentowano podstawy teorii wzrostu gospodarczego, rozpoczynając od pojęcia wzrostu oraz rozwoju gospodarczego. Przeanalizowano własności funkcji produkcji, wydajności pracy oraz podstawowe modele wzrostu (model Solowa oraz Mankiwa-Romera-Weila) ze szczególnym uwzględnieniem roli postępu technicznego – w niniejszej pracy rozumianego jako efekt działania kapitału ludzkiego oraz społecznego (kapitał ludzki, dieta, nierówności). Ze względu na fakt, iż w pracy analizowane są województwa, istotne wydaje się odniesienie do koncepcji rozwoju regionalnego (takich jak np. model rdzeni i peryferii oraz Nowa Geografia Ekonomiczna). Przedstawiono również podstawowe pojęcia z zakresu konwergencji realnej. Rozdział został zakończony przeglądem koncepcji teoretycznych wiążących nierówności ze wzrostem gospodarczym i poziomem rozwoju, a także przeglądem badań empirycznych w tym zakresie.

Rozdział 3 został poświęcony oszacowaniu łącznej produktywności czynników produkcji (TFP). Miara ta została wykorzystana w późniejszych analizach do badania relacji między nierównościami płac a efektywnością czynników produkcji. W rozdziale scharakteryzowano sposoby mierzenia łącznej produktywności czynników produkcji (wykorzystanie rachunków narodowych i klasycznej teorii produkcji, estymacja funkcji produkcji, kalibracja). Przed zaprezentowaniem wyników analizy nastąpiła krótka charakterystyka sposobów estymacji modeli panelowych oraz testowania stacjonarności zmiennych.

Rozdział 4 stanowi próbę empirycznej weryfikacji głównej hipotezy pracy o wpływie zróżnicowania płac na poziom łącznej produktywności czynników produkcji. Jako podstawowy miernik nierówności wykorzystywano współczynnik Giniego obliczony dla płac brutto. Analizę prowadzono dla województw Polski z wykorzystaniem danych za lata 1999–2015. Rozdział rozpoczęła analiza

stacjonarności zmiennych oraz badania relacji kointegrujących pomiędzy zmiennymi wykorzystywanymi w modelach łącznej produktywności czynników produkcji. Następnie oszacowano odpowiednie modele odzwierciedlające relacje między nierównościami płac a TFP w dwóch grupach województw. Podziału tego dokonano na podstawie analizy kształtowania się przeciętnych wartości TFP oraz zróżnicowania płac w regionach w badanym okresie. Na tej podstawie wyznaczono optymalne nierówności płac zapewniające najwyższą możliwą łączną produktywność czynników produkcji<sup>11</sup>. Podjęta została również próba wyznaczenia strat na efektywności wykorzystania czynników produkcji z tytułu odbiegania poziomu zróżnicowania płac od oszacowanej wartości optymalnej.

Problem potencjalnej heterogeniczności omawianej relacji w ujęciu regionalnym jest zagadnieniem relatywnie rzadko podejmowanym w literaturze<sup>12</sup>. Jak się wydaje, stosunkowo nowym elementem jest również próba modelowania relacji pomiędzy poziomem efektywności wykorzystania czynników produkcji (TFP<sup>13</sup>) a poziomem zróżnicowania płac.

Wyniki tych analiz mogą stanowić istotny przyczynek do odpowiedniego różnicowania polityk regionalnych czy analizy efektywności poszczególnych rozwiązań instytucjonalnych. W szczególności mogą być głosem za wprowadzeniem różnych wysokości płac minimalnych w regionach, a także za regionalną intensyfikacją nakładów ułatwiających transfer technologii (strefy ekonomiczne, szersze inwestycje infrastrukturalne). W szczególności podniesienie płacy minimalnej może służyć do zmniejszenia poziomu zróżnicowania płac, gdy jest ono zbyt wysokie (względem postulowanego poziomu optymalnego). Jak zauważają M. Friedman i R. Friedman [2009], płaca minimalna może być narzędziem skierowanym przeciwko pracownikowi. Jeśli pracownik dysponuje bardzo unikalną wiedzą i umiejętnościami, to pracodawca ulega pokusie utrzymywania go na „najniższej pensji”. Pracownik będzie godził się na takie wynagrodzenie w obawie przed utratą zatrudnienia i trudnościami ze znalezieniem nowego miejsca pracy (ze względu na swój przestrzennie „specyficzny” kapitał ludzki)<sup>14</sup>.

Autor pragnie złożyć najszczerze podziękowania wszystkim osobom, których cenne uwagi i wskazówki przyczyniły się do merytorycznego rozwinięcia tej pracy,

11 Zgodnie z teorią wzrostu endogenicznego poziom TFP może rosnąć właściwie w sposób nieograniczony [por. Florczak, 2011a]. Niemniej jednak, np. przy danym poziomie kapitału ludzkiego, możemy poszukiwać takiego poziomu nierówności płac, który skutkuje wyższą efektywnością czynników produkcji niż przy każdym innym poziomie tego zróżnicowania.

12 W tym kontekście aspektu regionalnego można wskazać takie prace, jak np.: D.K. Espoir i N. Ngepah [2021] lub J. Martínez-Galarraga, J.R. Roses i D.A. Tirado [2015].

13 Warto wspomnieć, że znacznie częściej w kontekście wpływu nierówności objaśniana jest dynamika PKB per capita/wydajności pracy/TFP.

14 Jak zauważa J. Batóg, efekt ten może działać w obie strony. Przedsiębiorstwo będzie skłonne do odpowiednio wysokiego wynagradzania takiego pracownika, gdyż będzie się obawiać utraty jego specyficznych umiejętności i wiedzy. W przypadku niezbędności tych ostatnich w procesie działalności firmy, mogłoby się to przełożyć na niższy zysk lub wysokie koszty związane z poszukiwaniem, zatrudnieniem i wdrożeniem nowego pracownika.

a w szczególności swojemu Promotorowi, prof. Janowi Jackowi Sztudyngierowi, dr. hab. Pawłowi Baranowskiemu oraz kolegom z Katedry Ekonometrii UŁ. Osobne podziękowania składam recenzentom dysertacji doktorskiej oraz książki: prof. Zofii Barbarze Liberdzie (Uniwersytet Warszawski), prof. Stanisławowi Maciejowi Kotowi (Politechnika Gdańska) oraz dr. hab. Jackowi Batógowi (Uniwersytet Szczeciński). Dziękuję również zespołowi z Katedry Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ oraz uczestnikom konferencji „Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy” organizowanej co roku w Rzeszowie. Specjalne podziękowania należą się mgr. Andrzejowi Maciejowi Piwowarczykowi (Departament Informacji GUS) za nieocenioną pomoc dotyczącą bazy danych Z-12 oraz udostępnianie informacji o zróżnicowaniu płac w ujęciu wojewódzkim. Oczywiście wszelkie błędy i niedopatrzenia obciążają wyłącznie autora niniejszej rozprawy.



## Rozdział 1

# Nierówności dochodów i płac

### 1.1. Wprowadzenie

Przy stosowaniu pojęcia „równość” i „nierówność”, nasuwa się pytanie, które zadał również A. Sen [1980, s. 197; 2000, s. 9]: *equality of what?* (tłum. równość, ale czego?). U podstaw tego pytania leży oczywiste stwierdzenie, że ludzie różnią się między sobą. Kwestią mniej oczywistą są konsekwencje tych różnic. Jak argumentuje A. Sen [2000, s. 9], „[...] postulat równości w jednym wymiarze często koliduje – w praktyce, a nie tylko w teorii – z postulatem równości w innym wymiarze”. Spostrzeżenie to, będące w centrum rozważań autora przytoczonego cytatu, stoi w pewnym konflikcie z postulatami egalitarystów. Dzieje się tak dlatego, że pomijanie zróżnicowania jednostek poprzez bezwzględne dążenie np. do równości dochodów, może prowadzić do ignorowania istotnych różnic w pozostałych przestrzeniach porównań (wykształcenia, pracowitości, wolności, dobrobytu). Taki stan rzeczy, szczególnie w warunkach narastania silnego poczucia niesprawiedliwości pośród jednostek, u których różnorodność ta (m.in. w zakresie szeroko rozumianych zdolności) jest ignorowana, będzie mieć istotne reperkusje na różnych poziomach i sferach życia społecznego. Podobnego zdania jest L. Osberg [2001, s. 7371–7377]. Stwierdza on, że nawet najprostsza definicja nierówności (opierająca np. na różnicach w dostępie do zasobów ekonomicznych i społecznych) jest bezużyteczna, jeśli nie odpowiemy sobie na trzy ważne pytania: co dokładnie jest podstawą porównań, pomiędzy jakimi jednostkami porównania te są prowadzone oraz w jaki sposób będą one mierzone (czyli jaki rodzaj miary zostanie wykorzystany do oceny zjawiska). Osberg swój wywód konkluduje podobnym do Sena stwierdzeniem, że nierówności są kategorią o wielu wymiarach, tak samo jak wielowymiarowe są różnice pomiędzy poszczególnymi osobami.

Niniejszy rozdział ma na celu syntetyczne przedstawienie wybranych problemów związanych z pojęciem nierówności i ich wpływem na zjawiska społeczno-ekonomiczne (głównie poprzez odniesienia do prac o charakterze empirycznym). Jeszcze do połowy lat 80. XX wieku nierówności były poza szerszym zainteresowaniem głównego nurtu ekonomii, który traktował je raczej jako

coś zewnętrznego w stosunku do systemu ekonomicznego (tj. nierówności są generowane wskutek procesów gospodarowania, ale nie mają na nie istotnego wpływu). Znaczący wpływ na zmianę tego punktu widzenia miały prace O. Galor i J. Zeira [1988, 1993]. Zwrócono w nich uwagę na potencjalne zależności pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym poprzez kanał inwestycji w kapitał ludzki. W ostatnich latach XX wieku obserwuje się wzrost zainteresowania związkami nierówności z szeroko pojętą ekonomią, o czym mogą świadczyć przyznawane w dziedzinie ekonomii nagrody Nobla. W 2015 roku nagrodę tę otrzymał A. Deaton zajmujący się m.in. ekonomią dobrobytu, ubóstwa i konsumpcji. W 2019 roku otrzymali ją również A. Banerjee, E. Duflo i M. Kremer za ich wkład w zwalczanie ubóstwa.

W niniejszym rozdziale będą omówione wybrane wyniki badań dotyczące wpływu nierówności (ekonomicznych) na szeroko rozumiany kapitał ludzki i społeczny. Przedstawiona zostanie również krótka analiza nierówności płac przeprowadzona w podziale na polskie województwa i wykorzystująca popularne miary nierówności. Posłuży ona również jako pewien punkt wyjścia do badań prezentowanych w ramach rozdziału 4.

## 1.2. Ekonomiczny i społeczny aspekt nierówności

We wstępie zaznaczono, iż nierówności są kategorią, którą można rozpatrywać z wielu różnych punktów widzenia. Jak piszą K. Sosenko i A. Węgrzecki [2003, s. 21], podstawą do stwierdzenia nierówności jest porównanie ludzi ze względu na jakąś cechę. Jak zauważa P. Zwiech [2016, s. 17–18], o ile każda nierówność powiązana jest z występowaniem różnic, o tyle nie każda różnica automatycznie stanowi nierówność. Nie sposób się z tym twierdzeniem nie zgodzić. Z samego faktu, że dwoje ludzi różni się ze względu na płeć, nie wynika, że występuje pomiędzy nimi nierówność. Podobnie w przypadku dwóch pracowników reprezentujących odmienne zawody. To, że jeden z nich jest lekarzem, a drugi policjantem, nie świadczy jeszcze o nierówności występującej pomiędzy nimi (oddzielenie różnorodności od nierówności)<sup>1</sup>.

J.J. Rousseau [1956] dzielił nierówności na dwa rodzaje. Pierwszy typ nierówności stanowią te naturalne lub przyrodzone, których istota polega na dysproporcjach wieku, zdrowia, siły, zalet umysłu czy duszy ludzkiej. Drugi typ oznacza dysproporcje społeczne, polityczne i obyczajowe. Istoty dysproporcji drugiego typu autor doszukuje się w umowach i normach społecznych ustanowionych przez członków tego społeczeństwa. Nie są one czymś „naturalnym”, lecz wynikają z pewnej ugody

1 W tym ujęciu, aby mówić o nierówności, należałoby ustalić hierarchię i przypisać jej pewien element wartościujący.

społecznej. T. Hobbes [1956] stwierdza, że ogół występujących nierówności ma znamiona wyłącznie dysproporcji drugiego opisywanego typu [zob. Sosenko, Węgrzecki, 2003, s. 22–24].

Podobnie P. Sztompka [2007, s. 331] zauważa, że nierówności społeczne dotyczą wyłącznie zróżnicowania ze względu na cechy społeczne. Zaznacza, że o nierównościach społecznych nie można mówić w kontekście cech indywidualnych (fizycznych czy psychicznych). Dopiero gdy dysproporcje wynikają z „przynależności do różnych grup albo zajmowania różnych pozycji społecznych” [Sztompka, 2007, s. 331], można mówić o nierównościach społecznych. Autor zaznacza jednak, że nie zawsze tego rodzaju różnice oznaczają nierówność. Uzasadnia to faktem, iż „odmienność” (różnorodność) nie oznacza jednocześnie „nierówność”. Odmienność pewnych statusów czy pozycji społecznych (a także grup) niekoniecznie warunkuje ich nierówność. Jako przykład podawany jest status studenta oraz status rolnika. Oczywiście jest, że statusy te są różne, jednak, jak pisze P. Sztompka, stwierdzenie tej różnicy nie daje podstaw do wnioskowania o nierówności tych statusów. „Z członkostwem w pewnej grupie lub z zajmowaniem pewnej pozycji wiązać się musi mianowicie nierówny – łatwiejszy lub trudniejszy – dostęp lub przynajmniej nierówna – mniejsza lub większa – szansa dostępu do pewnych cenionych społecznie dóbr” [Sztompka, 2007, s. 331].

Cenione społecznie dobra, o których mowa w poprzednim akapicie, są swoistymi generatorami nierówności społecznych. Najczęściej zaspokajają one ważne potrzeby ludzkie i dają jednostce satysfakcję wynikającą z ich posiadania. Dostęp do tych dóbr jest jednak ograniczony. Do najważniejszych z nich należą [Sztompka, 2007, s. 332]:

- 1) władza,
- 2) prestiż,
- 3) bogactwo.

Według P. Sztompki [2007, s. 332–336] wymienione dobra dzielą ludzi w największym stopniu. Władza jest rzadkim dobrem (z definicji niedostępnym dla wszystkich), dającym poczucie siły, bezpieczeństwa, a często także wymienialnym na inne dobra (wyższe zarobki, pełniejszy dostęp do informacji, kontakty). Prestiż, podobnie jak władza, jest dobrem wymienialnym na inne (najczęściej ekonomiczne). Daje poczucie uznania społecznego, szacunek i podwyższa samoocenę. Bogactwo wiąże się z nieustannym dążeniem człowieka do zaspokajania potrzeb. Ponieważ, jak się powszechnie przyjmuje, potrzeby te są nieskończone, popychają ludzi do akumulowania coraz większego bogactwa. P. Sztompka zaznacza jednak, że dla ludzi cenne są również inne wartości, które w społeczeństwie nie są równo dzielone (jak np. wykształcenie).

M. Friedman i R. Friedman [2009, s. 141–160], podobnie jak A. Sen, zwracają uwagę na aspekt równości i wolności w takich wymiarach, jak<sup>2</sup>:

2 Rozdział monografii, na podstawie którego opracowano niniejszy akapit, nosi wymowny tytuł: *Stworzeni równymi*.

- 1) równość przed Bogiem,
- 2) równość szans (w tym również „równość wolności”),
- 3) równość pozycji.

Według wspomnianych autorów każdy człowiek jest równy „[...] przed Bogiem. Każda osoba jest wartością samą w sobie. Ma niezbywalne prawa, których nikomu nie wolno naruszać. Ma prawo służyć własnym celom i nie może być traktowana jako zwykłe narzędzie realizacji cudzych celów” [M. Friedman, R. Friedman, 2009, s. 142]. Aspekt wolności jest immanentną częścią tej definicji równości, a tym samym wyklucza jakikolwiek z nią konflikt. Równość szans nie powinna być rozumiana dosłownie, tj. w sensie „identyczności”, ale raczej w charakterze braku arbitralnych barier, które uniemożliwiałyby danej jednostce zdobycie pozycji w takim w wymiarze, w jakim pozwalają jej na to własne uzdolnienia i zbiór wyznawanych wartości. Jak zauważają M. Friedman i R. Friedman, definicja ta jest zbieżna z definicją równości wobec prawa oraz równości osobistej i jako taka w oczywisty sposób nie koliduje z pojęciem wolności<sup>3</sup>. Jak się wydaje, dążenie do równości szans odnosić się może do zapobiegania instytucjonalizacji osiągniętych przez jednostki pozycji (np. wybieranie na pewne stanowiska tylko osób z odpowiednich kast i nadawanie im specjalnych przywilejów). W ten sposób zwiększa się mobilność w hierarchii społecznej oraz zmniejszają się możliwości związane z „bezkarnym” wykorzystywaniem swojego uprzywilejowanego położenia<sup>4</sup>. Równość pozycji rozumiana jest natomiast jako pewien „sprawiedliwy”<sup>5</sup> podział dóbr i jako taka stoi w sprzeczności z ideą wolności, gdyż – jak stwierdzają autorzy – ktoś musi zadecydować o tym „sprawiedliwym” podziale, a sam termin „sprawiedliwość” nie jest czymś jednoznacznie obiektywnie zdefiniowanym.

Swoje rozważania autorzy podsumowują stwierdzeniem, że w społeczeństwach, w których promuje się politykę równości pozycji, nie osiągnie się ani wolności, ani równości. Natomiast polityka nastawiona na wolność pozwoli osiągnąć zarówno większą równość, jak i większą wolność. Ta druga z kolei jest istotnym czynnikiem

3 W przytoczonej pracy autorzy stwierdzają ponadto, że równość szans jako pewien „ideał” nie może być w pełni osiągnięty [M. Friedman, R. Friedman, 2009, s. 145].

4 Dotyczy to nie tylko formalnie zinstytucjonalizowanych posad, jak np. dyrektor placówki państwowej, od humoru którego zależy pozytywne bądź negatywne rozpatrzenie wniosku petenta. Nieformalne instytucje, takie jak status „celebryty”, również tworzą pewne patologie. Koniec końców okazuje się, że „znany dziennikarz” i „sławny piłkarz” mają w potyczkach prawnych znacznie większe szanse niż przeciętny obywatel. W oczywisty sposób narusza to zasadę równości wszystkich wobec przyjętego porządku prawnego.

5 Oczywiście kwestia sprawiedliwości jest silnie związana z nierównościami, a w literaturze prezentowanych jest wiele koncepcji na ten temat. Nad teorią sprawiedliwości zastanawiał się np. J. Rawls [2009]. Sprawiedliwość w kontekście państwa prawa rozważana jest przez J. Stiglitz [2015]. Koncepcja sprawiedliwości dystrybtywnej i redystrybtywnej była przedstawiana w pracy S.M. Kot i in. [2004]. Ciekawe, syntetyczne opracowanie problemów związanych z pojęciem równości i nierówności (w tym różnych typologii) oraz postawami w tej kwestii (np. warunkowym godzeniem się na nierówności) można znaleźć u P. Zwiech [2016].

pozwalającym na swobodne osiągnięcie celów przez członków społeczeństwa [M. Friedman, R. Friedman, 2009, s. 160].

Nawiązując do kwestii poruszonych w powyższym akapicie, można zadać pytanie, czy istniejące nierówności da się w jakiś sposób uzasadnić. A. Sen [2000, s. 164–168] przedstawia w tej kwestii następujące argumenty:

- 1) „złej przestrzeni”,
- 2) „motywacji”,
- 3) „operacyjnej asymetrii”.

Pierwszy argument stanowi, że „[...] rozpatrywana zmienna nie jest tą właściwą, która pozwala opisać równość. A zatem nie wyznacza, jak się – zwykle implícite – wskazuje, właściwiej przestrzeni dla wymogów równości” [Sen, 2000, s. 165]. Dwa kolejne argumenty, co podkreśla również T. Kwarciański [2007, s. 117–118], są ze sobą powiązane. Argument motywacji dotyczy konieczności motywowania jednostek, by poprzez realizację własnych celów, realizowali cele ogólne. Może to uzasadniać np. konieczność występowania nierówności w społeczeństwie w celu maksymalizacji procesów wzrostu gospodarczego (o relacji nierówności i wzroście gospodarczego będzie mowa w rozdziale 2). Natomiast argument operacyjnej asymetrii odnosi się do roli zróżnicowania umiejętności i kwalifikacji osób uczestniczących w realizacji celów ogólnych. Jak stwierdza A. Sen, osoby sprawniejsze i wyżej kwalifikowane, przy większych uprawnieniach, przyczynią się do efektywniejszej realizacji celu.

W kolejnej części tego podrozdziału przedstawione zostaną wybrane wyniki badań empirycznych dotyczących wpływu nierówności (głównie definiowanych wąsko, jako nierówności dochodów) na kapitał ludzki i społeczny, poprzedzone kilkoma definicjami i uwagami na temat dwóch powyższych. Za swoistych prekursorów teorii kapitału ludzkiego uważa się G. Beckera, J. Mincera oraz T. Schultza. Fundamentalne, dla rozwoju omawianej koncepcji, prace tych autorów przypadają na lata 1958–1967. W swojej definicji kapitału ludzkiego J. Mincer [1974] położył nacisk na proces uczenia się. Składają się na niego zarówno wiedza zdobyta w szkole, jak i doświadczenie nabierane w trakcie życia zawodowego. Kapitał ludzki, według tego autora, jest zatem sumą obu wymienionych składowych. Miara pierwszej z nich jest długość okresu edukacji a drugiej – wiek pracownika. J. Mincer twierdził bowiem, że skoro na poziomie edukacji formalnej nie ma różnic w ramach przygotowania do zawodu, to wiek pracownika będzie dobrze obrazował jego doświadczenie zawodowe<sup>6</sup>. Autor wprowadził

6 Na podstawie tej właśnie definicji formułowane jest tzw. równanie płac Mincera, jeden z najpopularniejszych sposobów modelowania poziomu płac [zob. Lemieux, 2006; Belzil, 2008]. Oczywiście w nowocześniejszych wersjach tego równania uwzględnia się nie tylko wiek pracownika, ale faktyczne doświadczenie zawodowe mierzone np. liczbą lat zatrudnienia (ogólnie lub w danej firmie). Warto wspomnieć, że jednym z podstawowych zarzutów formułowanych względem równania Mincera jest trudność z uwzględnieniem szeroko rozumianych umiejętności (z ang. *skills*), co może prowadzić do obciążenia parametrów strukturalnych równania (z ang. *omitted variable bias*). Proponowanym rozwiązaniem tego

pojęcie inwestowania w kapitał ludzki, które utożsamiał z omawianym procesem uczenia się [zob. Cichy, Malaga, 2007].

T.W. Schultz traktuje kapitał ludzki jako: „takie jakościowe komponenty, jak umiejętności, wiedza i podobne atrybuty, które wpływają na ludzkie możliwości wykonywania pracy użytecznej” [za: Domański, 1993, s. 17]. Autor twierdzi, że znaczną część wydatków na konsumpcję (np. usługi edukacyjne) można utożsamiać z inwestycjami w kapitał ludzki, podkreślając ich wpływ na proces rozwoju gospodarczego. Do tego rodzaju wydatków można zaliczyć koszty związane z poszukiwaniem pracy, koszty związane z ruchem migracyjnym ludności czy wydatki na opiekę zdrowotną i wspomnianą edukację [zob. Roszkowska, 2010; Cichy, Malaga, 2007]. T.W. Schultz [1961, s. 3–7, 13] wysuwa tezę, że to właśnie inwestycje w kapitał ludzki wyjaśniają szybki wzrost gospodarczy XX wieku i wzrost realnych dochodów ludności. Autor zauważa coś, co współcześnie może wydawać się trywialne. Wiele paradoksów pojawiających się w trakcie analiz ekonomicznych (dotyczących np. różnic w zarobkach czy przyczyn migracji) można w prosty sposób wyjaśnić, kiedy pod uwagę weźmie się inwestycje w kapitał ludzki. Schultz podkreśla, że podobnie jak kapitał fizyczny, tak i kapitał ludzki podlega deprecjacji. Z punktu widzenia wpływu kapitału ludzkiego na wzrost gospodarczy wydaje się to kluczowym stwierdzeniem. Istotny jest bowiem nie tyle formalny poziom edukacji, którym pracownik się legitymuje, ile faktycznie posiadane w danym momencie umiejętności, wiedza oraz zdolność ich wykorzystania (np. w kontekście stanu zdrowia jednostki).

Według G. Beckera [1993] inwestycje w kapitał ludzki rozumiane są jako alokacja zasobów, która wpływa na przyszłe realne dochody ludności. Podobnie jak Schultz, zalicza do nich m.in. edukację, opiekę zdrowotną i doświadczenie akumulowane podczas pracy. Podkreśla, że inwestycje te nie mają jednakowego wpływu na zarobki czy konsumpcję. W istocie podnoszą one jednak zarówno zdolności psychiczne, jak i fizyczne jednostki, przyczyniając się do wzrostu jej realnych dochodów. Autor mówi o kapitale ludzkim jako o kapitale ucieleśnionym w człowieku, gdyż człowieka nie można oddzielić od jego wiedzy, umiejętności i zdrowia. Becker zauważa również, iż różnic w poziomie dochodów nie da się wytłumaczyć wyłącznie poprzez różnice w zasobach kapitału fizycznego. Twierdzi on, że wiedza i kapitał zaczynają odgrywać coraz istotniejszą rolę w procesie wzrostu gospodarczego [zob. Domański, 1993; Cichy, Malaga, 2007].

R. Lucas [1988, s. 17] utożsamia kapitał ludzki z *ogólnym poziomem umiejętności* i ściśle wiąże go z wykształceniem jednostki. Umiejętności te wpływają bezpośrednio na produktywność pracownika w taki sposób, że dwóch pracowników o poziomie kapitału równym  $\frac{1}{2} h$  każdy jest *produkcyjnym ekwiwalentem* pracownika o kapitale  $h$ . Dodatkowo Lucas spostrzega, że wpływ na przyszłą produktywność jednostki ma sposób lokowania przez nią czasu między różne działalności

---

problemu jest uwzględnianie w regresji stanowisk pracowników lub przynależności do danej grupy zawodowej.

[zob. także Herbst, 2007, s. 11; Malaczewski, 2010, s. 99]. R. Lucas [1988, s. 27] podkreśla, że szkolenia odbywane w trakcie pracy zawodowej oraz szeroko rozumiany „learning-by-doing” są co najmniej tak istotne, jak formalna „szkolna” edukacja. Wydaje się, że w pewnych branżach (np. usługi programistyczne), to właśnie ten rodzaj zdobywania wiedzy i umiejętności jest najistotniejszy i gwarantuje sukces zawodowy<sup>7</sup>. Współczesne definicje kapitału ludzkiego nadają temu pojęciu coraz szersze znaczenie, a w konsekwencji znacząco utrudniają proces pomiaru. Jak zauważa E. Rokicka [2012, s. 52], istnieje wiele różnych mierników mogących charakteryzować kapitał ludzki, a każdy z nich prezentuje pewne walory analityczne. Istotne jest jednak, aby budować mierniki, które w większym stopniu uwzględniają nie tylko aspekt ilościowy, lecz także jakościowy tego kapitału (choćby aktualizację wiedzy związaną ze wspomnianymi szkoleniami w pracy).

Kapitał społeczny wyraźnie różni się od kapitału ludzkiego. Mimo że te formy kapitału bardzo często rozpatrywane są łącznie, należy zwrócić uwagę na pewne rozbieżności. Przede wszystkim kapitał społeczny dotyczy relacji między jednostkami. Podobnie jak kapitał ludzki wpływa on na ich możliwości działania oraz zasoby, ale jego kreowanie wymaga co najmniej dwóch osób (nie może być kreowany w ramach pojedynczej jednostki jako takiej) [Moroń, 2009, s. 35]<sup>8</sup>. Jak pisze K. Growiec [2011, s. 13], nie istnieje jedna szeroka i przyjęta przez wszystkich definicja kapitału społecznego. Autorka zauważa, że w środowisku naukowym ścierają się ze sobą różne definicje i podejścia. Część badaczy uważa, że kapitał społeczny może odnosić się jedynie do jednostek i mniejszych grup. W opozycji natomiast stoi pogląd, że należy o nim mówić w wymiarze społeczeństwa jako całości. Powyższe stwierdzenie może jednak błędnie sugerować, że kapitał społeczny cechuje jednostkę w oderwaniu od jej otoczenia społecznego. W celu wyjaśnienia tej wątpliwości P. Bourdieu i L. Wacquant [1992, s. 119] definiują kapitał społeczny jako łączne zasoby (faktyczne oraz wirtualne), którymi dysponuje jednostka lub grupa w związku z posiadaniem trwałej sieci relacji (mniej lub bardziej zinstytucjonalizowanych). M.A. Belliveau, C.A. O'Reilly oraz J.B. Wade [1996, s. 1572] wskazują, że budowa sieci powiązań wysokiej jakości nie tylko zapewnia dostęp do zasobów, lecz także może być źródłem statusu jednostki w społeczeństwie. W teorii kapitału społecznego wyróżnia się podział na tzw. kapitał społeczny wiążący (z ang. *bonding*) oraz kapitał społeczny pomostowy (z ang. *bridging*)

7 Wiele firm programistycznych stosuje określone środowiska programistyczne, frameworki i specyficzne biblioteki. Na poziomie edukacji formalnej nie sposób poznać ich wszystkich dokładnie. Dodatkowo szeroko rozumiana branża IT oparta jest w znacznej mierze na umiejętnościach praktycznych. Z tego powodu w Internecie jest dużo ofert kursów doszkalających, które obiecują sprofilowanie umiejętności przyszłego kandydata na pracownika pod aktualne trendy w branży informatycznej.

8 Nie oznacza to oczywiście, że oba te kapitały nie są ze sobą powiązane. Na wpływ więzi lokalnych i rodzinnych na kapitał ludzki zwracał uwagę m.in. J. Coleman [1988]. Sam autor definiuje kapitał społeczny jako dobrowolny akt współpracy pomiędzy ludźmi, który to – jak zauważa M. Paldam [2000, s. 635] – przez wielu autorów jest identyfikowany z zaufaniem [np. Fukuyama, 1995].

[zob. np. Adler, Kwon, 2002]. Pierwszy typ odnosi się do budowy powiązań wewnętrznych danej grupy społecznej (rodziny, organizacji itp.). Definicję kapitału społecznego w tym nurcie przedstawił np. F. Fukuyama [1995, s. 10], ujmując go jako zdolność ludzi do współpracy w ramach wspólnego celu w grupach i organizacjach. Drugi typ odnosi się do tworzenia powiązań zewnętrznych, np. pomiędzy członkami różnych grup społecznych (do czego nawiązuje przedstawiona wcześniej definicja według Belliveau, O'Reilly i Wade'a).

J.J. Sztadynger [2009, s. 192–193] proponuje definicję kapitału społecznego jako potencjału wynikającego „[...] ze spoistości relacji międzyludzkich, siłę więzi społecznych, które służą interesom społecznym, a nie wyłącznie interesom grupowym lub indywidualnym”. Determinantów omawianej kategorii jest wiele (np. płeć, wiek, kapitał kulturowy, aktywność społeczna, religijność). Kapitał społeczny, jak już sygnalizowano, łączony jest z zaufaniem społecznym. Niektórzy badacze [np. Putnam, 2000] uważają, że więź ta jest na tyle silna, iż zaufanie społeczne może być wskaźnikiem kapitału społecznego [zob. Growiec, 2011, s. 100–124]. Wzajemne zaufanie w społeczeństwie jest istotne z punktu widzenia spójności relacji międzyludzkich, sprzyja nawiązywaniu współpracy, porozumień, a także ułatwia realizację celów, w ramach których współdziałają ludzie [J.J. Sztadynger, 2005, s. 72].

M. Paldam [2000, s. 629–653] analizuje trzy podejścia do definiowania kapitału społecznego zorientowane wokół:

- 1) zaufania (w tym zaufania do nieznanych członków społeczeństwa, zaufania do „przyjaciół” oraz zaufania do instytucji),
- 2) łatwości (skłonności) do współpracy,
- 3) sieci powiązań pomiędzy ludźmi.

Według niego wszystkie te składniki, pomimo istotnych różnic, charakteryzują to samo zjawisko (wszystkie mierzą tę samą zmienną „ukrytą” – z ang. *latent variable*). M. Paldam rozważa problem kapitału społecznego w kontekście teorii gier. Definiuje go jako nadmierną skłonność do wybierania rozwiązań kooperacyjnych w jednej z wersji dylematu więźnia (nawet jeśli rozwiązania te nie są równowagą w sensie Nasha). Zwraca uwagę, że zaufanie do siebie prowadzi do wybierania rozwiązań kooperacyjnych i wyższych wypłat dla obu graczy. W powyższym przykładzie jasno widać związki zaufania z kooperacją. Jednak w przypadku występowania „policjanta” (instytucji, które mają w ten czy inny sposób wymuszać kooperację) istnieje ryzyko, że komponent zaufania będzie ulegał degradacji. Jak stwierdza M. Paldam [2000, s. 639], gracze będą kooperować, aby uniknąć kary za brak współpracy. W takim przypadku zaufanie nie jest potrzebne – ludzie kooperują, bo muszą – a gdy zaufanie nie jest potrzebne, najprawdopodobniej będzie się degenerować.

Jakość życia może być definiowana według dwóch różnych kategorii. Po pierwsze jako kategoria obiektywna, odnosząca się do podstawowych uwarunkowań dobrobytu zarówno społeczeństwa, jak i jednostki. Po drugie jako subiektywne poczucie zadowolenia z życia określane na podstawie zestawienia naszego poziomu życia z poziomem życia innych ludzi [Kiełczewski, 2006, s. 41–42].

Relatywne zadowolenie z życia łącone jest z pojęciami „szczęścia”, „spełnienia” i „satisfakcji”. Wpływa na nie bardzo szeroki wachlarz czynników, takich jak np. dochód, poziom wykształcenia, zatrudnienie, stan cywilny, zdrowie czy nawet wielkość zamieszkiwanej miejscowości [Growiec, 2011, s. 125–126]. W badaniach przeprowadzanych w ramach *Diagnozy społecznej* subiektywna jakość życia odnosi się do indywidualnych kryteriów wartościowania respondentów. Obejmuje ona m.in. ocenę poszczególnych aspektów życia, problemy z adaptacją psychiczną, a także doświadczane sytuacje stresowe oraz różne cechy osobowości wpływające na postawę wobec życia. Badana osoba proszona jest, dla przykładu, o zaznaczenie w kwestionariuszu swoich opinii dotyczących poszczególnych dziedzin życia (stanu zdrowia, oceny osiągnięć życiowych itp.) w skali od bardzo zadowolonej do bardzo niezadowolonej [Czapiński, Panek, 2015, s. 200–331].

Zadowolenie z życia jest również kategorią w pewien sposób związaną z kapitałem społecznym. Dla przykładu można oczekiwać, że osoby nieszczęśliwe będą rzadziej nawiązywać i utrzymywać kontakty towarzyskie. Taka sama sytuacja odnosi się również do poziomu zaufania społecznego. Analizy prowadzone przez K. Growiec [2011, s. 125–147] wykazały, że społeczeństwa cechujące się dużym stopniem wzajemnej ufności są szczęśliwsze.

Czynniki determinujące kapitał społeczny są trudne do skwantyfikowania. Sam poziom kapitału społecznego również nie jest bezpośrednio mierzalny. Stwarzało to pewne problemy z ujmowaniem go w modelach ekonometrycznych. Jednym z najbardziej interesujących mierników, który pośrednio reprezentuje kapitał społeczny, jest zróżnicowanie dochodów [J.J. Sztaudynger, 2005, s. 68]. Jak wskazują wyniki większości badań empirycznych, kierunek zależności między tymi kategoriami jest negatywny. Przykłady wspomnianych analiz zostaną opisane w dalszej części pracy.

Nierównomierność w podziale dochodu, w momencie gdy godzi w poczucie sprawiedliwości społecznej, może mieć ujemny wpływ na współpracę i więzi pomiędzy ludźmi, którzy uczestniczą w procesach gospodarczych [J.J. Sztaudynger, 2009, s. 193]. W swoich badaniach nad wpływem zaufania na wzrost gospodarczy P.J. Zak i S. Knack [2001, s. 306] zawarli m.in. hipotezę dopuszczającą związek nierównomierności podziału dochodów i zaufania ze wzrostem gospodarczym. Miaowicie egalitarny podział dochodu zwiększa poziom zaufania, a to z kolei wpływa stymulująco na inwestycje i wzrost. Zmienne reprezentujące zaufanie<sup>9</sup> i nierównomierność dochodów okazały się silnie ze sobą skorelowane (wprowadzając każdą z osobna do modelu, otrzymano istotne oszacowania), przy czym ta pierwsza wydaje się dominująca w wyjaśnianiu procesów wzrostu (na podstawie otrzymanych przez badaczy wyników) [zob. J.J. Sztaudynger, 2005, s. 72–74]. W ramach tego badania zbudowano również model, w którym próbowano objaśnić poziom

9 Miarą zaufania w tym badaniu był procent respondentów, którzy zgodzili się ze stwierdzeniem „większości ludzi można ufać” wobec stwierdzenia „nie można być zbyt ostrożnym w kontaktach z innymi ludźmi” [Zak, Knack, 2001, s. 306].

zaufania. Potwierdzono w nim silny negatywny związek pomiędzy zaufaniem a zróżnicowaniem dochodów – wzrost współczynnika Giniego dla dochodów o 10 pp. wiązał się ze spadkiem zaufania o ok. 0,7 pp. [Zak, Knack, 2001, s. 312–313].

Związkami pomiędzy nierównomiernością rozkładu dochodów a zaufaniem zajmowali się już wcześniej S. Knack i P. Keefer [1997]. Zaproponowane wyjaśnienie tego mechanizmu było związane ze stopniem homogeniczności społeczeństwa. Zaufanie oraz postawy prospołeczne (w sensie respektowania pewnych norm społecznych służących „dobru ogółu”) są silniejsze w społeczeństwach funkcjonujących w ramach efektywnych, formalnych instytucji (efektywnych w sensie ochrony praw własności) oraz mniej spolaryzowanych względem różnic klasowych i etnicznych [Knack, Keefer, 1997, s. 1252]. Autorzy wykazali, że wzrost zróżnicowania dochodów powoduje zarówno spadek zaufania<sup>10</sup>, jak i spadek siły identyfikacji z normami społecznej kooperacji<sup>11</sup>. Dzieje się tak dlatego, że polaryzacja dochodów (ale również ta etniczna) zwiększa dystans pomiędzy jednostkami, które są wtedy mniej skłonne do dzielenia tych samych wartości oraz mają słabszą zdolność do trafnego przewidywania zachowania się innych<sup>12</sup> [Knack, Keefer, 1997, s. 1277–1283]. Na podobne uzasadnienie związku nierówności dochodowych z kapitałem społecznym wskazują A. Alesina i E. La Ferrara [2000, 2002]. Interakcje między członkami danego społeczeństwa będą intensywniejsze i silniejsze, jeśli należą oni do tych samych grup społeczno-ekonomicznych. Jak stwierdzają sami autorzy – *familiarity breed trust* (tłum. zażyłość rodzi zaufanie) [Alesina, La Ferrara, 2002, s. 208].

E.M. Uslaner i M. Brown [2005] stawiają hipotezę o pośrednim (poprzez kanał zaufania) oraz bezpośrednim wpływie polaryzacji dochodów na stopień zaangażowania poszczególnych jednostek w życie społeczne i polityczne. Wzrost dyspersji dochodów może wzbudzać w biedniejszej części społeczeństwa uczucie bezsilności i braku wsparcia ze strony otoczenia politycznego. W konsekwencji jednostki te będą miały większą skłonność do wycofywania się z uczestnictwa w życiu publicznym i bierności w pracy zawodowej. Ten bezpośredni efekt wpływu, jak

10 W tym badaniu, podobnie jak przyjęli w swoich analizach P.J. Zak, S. Knack [2001], zmienna „zaufanie” była mierzona za pomocą procenta respondentów, którzy zgadzają się ze stwierdzeniem „większości ludzi można ufać” (bez uwzględniania osób niezdecydowanych) [Knack, Keefer, 1997, s. 1256].

11 Zmienna ta była mierzona za pomocą indeksu przyjmującego maksymalną wartość równą 50 (największa siła identyfikacji z postawami prospołecznymi). Na indeks składa się stosunek respondentów względem pięciu postaw: aplikowanie o świadczenia rządowe, do których nie masz uprawnień; jazda „na gapę” za pomocą transportu publicznego; oszustwa podatkowe; zatrzymanie znalezionych pieniędzy; niezgłoszenie przypadkowo wyrządzonej szkody zaparkowanemu pojazdowi. Każda postawa była oceniana przez respondenta od 1 (zawsze uzasadniona postawa) do 10 (dana postawa nigdy nie znajduje uzasadnienia) [Knack, Keefer, 1997, s. 1256].

12 Autorzy wskazują również, że polaryzacja może wpływać na zwiększenie częstości postaw indywidualnych nastawionych na zysk – w tym ten pochodzący z nielegalnych źródeł, co przyczyni się do obniżenia ogólnego poziomu zaufania.

podkreślają autorzy, opiera się właściwie o dostęp do zasobów. Osoby biedne mogą nie mieć wystarczających środków, by udzielać się np. charytatywnie albo nie chcą tego robić w myśl – skoro ja sam nie mam wsparcia, to czemu mam go udzielać innym. Dodatkowo nadmierna dyspersja płac wzmacnia różnice światopoglądowe – „bogaci” i „biedni” nie mają poczucia „wspólnego losu”, co znacząco osłabia zaufanie pomiędzy tymi grupami (efekt pośredni). W artykule zwraca się również uwagę na wpływ zróżnicowania dochodów na poziom optymizmu i poczucie kontroli nad swoim własnym otoczeniem. Część społeczeństwa w obliczu znacznej dyspersji dochodów może mieć poczucie, że ich przyszłość nie maluje się już w jasnych barwach, a oni sami przestają być „Panami swojego losu” [Uslaner, Brown, 2005, s. 869, 876–878]. Na podstawie wielowariantowych estymacji<sup>13</sup> autorzy dochodzą do wniosku, że stopień nierównomierności rozkładu dochodów ma wpływ pośredni – poprzez poziom zaufania – na skłonność do postaw charytatywnych (w szczególności do wolontariatu) [Uslaner, Brown, 2005, s. 871–872]<sup>14</sup>.

W swoich analizach M. Gustavsson i H. Jordahl [2008] wykorzystali do oceny zróżnicowania dochodów nie tylko współczynnik Giniego, lecz także miary opierające się na stosunku poszczególnych percentyli (P90/P10, P90/P50, P50/P10). Zauważono, że istotnie duży spadek zaufania występuje przy wzroście dyspersji w dolnej części rozkładu (efekt silniejszy niż przy wykorzystaniu zróżnicowania dla całego rozkładu), co naturalnie identyfikowane jest z faktem, że osoby te prezentują bardziej egalitarne postawy.

J.J. Sztadynger [2009, s. 208] w swoich badaniach nad rodzinnym kapitałem społecznym zbudował równanie dezintegracji małżeństw, której miarą był stosunek liczby rozwodów do sumy rozwodów i małżeństw. Wyniki estymacji wskazują na istotny statystycznie i dodatni wpływ wzrostu zróżnicowania płac na rozpad rodziny, co tym samym oznacza spadek poziomu kapitału społecznego. Pomimo że w różnych badaniach wskazuje się odmienne mechanizmy transmisji dyspersji dochodów na kapitał społeczny (w szczególności mierzony zaufaniem), to większość badań jest zgodna co do negatywnego kierunku tego wpływu [zob. Costa, Khan, 2003; Leigh, 2006; Lancee, Van de Werfhorst, 2012; Fehr i in., 2018].

Poziom zróżnicowania dochodów oraz płac może być predyktorem poziomu szczęścia w społeczeństwie. B. d'Hombres, A. Weber oraz L. Elia [2012, s. 13], powołując się na pracę autorstwa H. van de Stadt, A. Kapteyn i S. van de Geer [1985], stwierdzają, że funkcja użyteczności poszczególnych jednostek nie zależy tylko od ich własnych dochodów, lecz także od ich względnej pozycji dochodowej w społeczeństwie. Warto odnotować, na co również wskazują Z. Yu oraz F. Wang [2017, s. 1], że wzrost szczęścia następuje do momentu osiągnięcia pewnego granicznego poziomu bogactwa (w ujęciu absolutnym). Innymi słowy,

13 Wykorzystujących estymator 2MNL i dane dla poszczególnych stanów USA.

14 Co ciekawe, nie znajdują żadnych przesłanek potwierdzających wpływ zaufania na frekwencję wyborczą.

analogicznie do klasycznej teorii wyboru konsumenta, w którymś momencie dalsze zwiększanie poziomu bogactwa nie będzie prowadzić do wzrostu poziomu szczęścia. W literaturze zależność ta nazywana jest paradoksem Easterlina [zob. Easterlin, 1974, 1995; Easterlin i in., 2010]. W swoich badaniach m.in. M.R. Hagerty i R. Veenhoven [2003] oraz D.W. Sacks, B. Stevenson i J. Wolfers [2012] próbują negować występowanie tego paradoksu, stwierdzając, że punkt nasycenia bogactwem nie istnieje. Kraje bogatsze charakteryzują się wyższym poziomem satysfakcji z życia niż ma to miejsce w krajach biedniejszych i w ramach danego kraju wzrost szczęścia będzie także związany ze wzrostem ogólnego poziomu dochodów<sup>15</sup> [zob. Kulikauskas, 2013, s. 20–21]. Należy jednak wziąć pod uwagę, że poziom szczęścia zazwyczaj mierzony jest na ograniczonej skali punktowej (od 1 do 10), a wzrost dochodu w ujęciu absolutnym (tj. w sensie ilości bogactw, jakie możemy zgromadzić) jest nieograniczony. Zatem zasadne wydaje się stwierdzenie, że charakter tej relacji musi – *ceteris paribus* – asymptotycznie zanikać, tj. od pewnego momentu wzrost poziomu bogactwa będzie skutkował coraz mniejszymi przyrostami poziomu szczęścia.

Związek pomiędzy dyspersją dochodów a szczęściem często jest wyjaśniany za pomocą tzw. „efektu tunelu”, który opisali w swojej pracy A.O. Hirschman i M. Rothschild [1973, s. 545]. Autorzy odwołują się tu do następującego przykładu. Samochód jedzie lewym pasem poprzez dwupasmowy tunel. Oba pasy prowadzą w tym samym kierunku i nagle na obu z nich dochodzi do zakorkowania się ruchu. Osoba siedząca w samochodzie widzi tylko stojące auta innych kierowców i czuje się z tego powodu przygnębiona. Nagle pojazdy na prawym pasie zaczynają poruszać się do przodu. Pomimo że kierowca we wspomnianym samochodzie nadal stoi, to jego nastrój jest już znaczenie lepszy – ma nadzieję, że korek zaczął się rozładowywać i pojazdy na jego pasie również zaraz ruszą. Co się stanie, jeśli jednak oczekiwania kierowcy zostaną zawiedzione, tj. na lewym torze auta nadal będą stać w korku? Najprawdopodobniej wzrośnie w nim poziom złości, frustracji i poczucie niesprawiedliwości. W rezultacie on i inni kierowcy na tym pasie będą mieli skłonność do wzięcia spraw w swoje ręce, nawet jeśli oznaczałoby to nielegalne działania, np. przekroczenie ciągłej linii rozdzielającej pasy. B. d’Hombres, A. Weber oraz L. Elia [2012, s. 13–14] na podstawie wspomnianego przykładu wskazują na kilka istotnych kwestii w odniesieniu do relacji pomiędzy polaryzacją dochodów i szczęściem. Nierówności mogą pełnić rolę pewnego predyktora tego, „co można osiągnąć” w przyszłości i zwiększać subiektywny poziom szczęścia w myśl: jeśli inni „idą do przodu”, to i mnie się uda. Istnieje jednak możliwość, że efekt ulegnie odwróceniu, gdy oczekiwania zostaną zawiedzione (nierówności rosną, a ja ciągle „stoję w miejscu”). Autorzy zwracają uwagę, że to, jaki konkretnie będzie wpływ wzrostu

15 R.A. Easterlin [1995, s. 44] twierdzi, że wzrost dochodów wszystkich członków społeczeństwa nie będzie prowadził do wzrostu ich szczęścia, gdyż normy, którymi oceniany jest dobrobyt, rosną proporcjonalnie do dochodów. Innymi słowy, coś, co kiedyś było dobrobytem, dzisiaj już nim nie jest.

dyspersji dochodów na szczęście, zależy od mobilności w hierarchii społecznej oraz trudności związanych z awansem społecznym. Stąd efekt ten może być różny w zależności od stopnia rozwoju danego kraju, regionu, od preferencji politycznych, wieku lub przynależności do konkretnej grupy dochodowej. Jak się wydaje, ustanowienie odpowiednich instytucji, a także dbanie o ich jakość, w znaczący sposób wzmocni motywacyjną rolę nierówności. Przykładem takich instytucji mogą być sprawnie działające związki zawodowe czy systemy wynagradzania i awansu w przedsiębiorstwach opierające się na faktycznie osiągniętych przez pracownika wynikach. W kontekście przykładu z zakorkowanym pasem takie rozwiązanie może stanowić wprowadzenie jazdy „na suwak”.

Z. Yu i F. Wang [2017, s. 1–2] opisują dwa możliwe typy porównań. Pierwszy typ nawiązuje w gruncie rzeczy do rozważań przedstawionych w powyższym akapicie, tj. jednostka porównuje się z tymi jednostkami, którym wiedzie się w życiu lepiej (z ang. *upward comparison*). Drugi możliwy wariant to oczywiście porównywanie się z osobami, którym wiedzie się gorzej (z ang. *downward comparison*). Jak się okazuje, ludzie mają silniejszą skłonność do porównań pierwszego typu. W takim przypadku, nawet jeśli ich absolutny dochód wzrośnie, subiektywne poczucie szczęścia może spadać wskutek niezadawalającej własnej pozycji dochodowej względem innych osób [zob. Boyce, Brown, Moore, 2010].

Z powyższych rozważań wynika, że polaryzacja dochodów może mieć zarówno pozytywny, jak i negatywny wpływ na poczucie szczęścia. Z. Yu i F. Wang [2017, s. 2] zwracają uwagę, że badania empiryczne w większości potwierdzają silny związek nierówności ze szczęściem, ale charakter tego wpływu nie jest już taki jednoznaczny. Przytaczają badania takich autorów, jak A.E. Clark [2003] oraz G.M. Caporale i in. [2009], którzy stwierdzili pozytywny charakter omawianej zależności. Z kolei efekt negatywny otrzymali w analizach m.in.: A. Alesina, R.D. Tella i R. MacCulloch [2004], S. Oishi, S. Kesebir i E. Diener [2011] oraz P. Verme [2011]. Ta rozbieżność wyników doprowadziła do tego, że Yu i Wang zaproponowali nieliniowy charakter dla tej zależności (odwrócona parabola). Mechanizm, który stoi za relacją nierówności i szczęścia opiera się na działaniu tych dwóch przeciwstawnych efektów. Pierwszym jest syndrom zazdrości o pozycję innych osób, a drugim efekt sygnału (org. w artykule – *signal effect*) o możliwości awansu społecznego (mobilności). Ten drugi będzie przeważał, gdy dyspersja dochodów jest relatywnie niska. W miarę wzrostu zróżnicowania coraz silniejszy wpływ będzie miał efekt zazdrości, aż w końcu na pewnym etapie ludzie przestaną wierzyć, iż awans jest w ogóle możliwy. Po przekroczeniu punktu krytycznego dalszy wzrost nierówności implikuje spadek ogólnego poziomu szczęścia. Autorzy pozytywnie zweryfikowali swoją hipotezę w oparciu o dane dla USA oraz dla krajów europejskich (w próbie nie było Polski). W przypadku Stanów Zjednoczonych dominujący okazał się efekt zazdrości, a dla grupy krajów europejskich zaobserwowano wpływ obu efektów. Wartości krytyczne (ekstrema paraboli opisującej omawianą relację) poziomów zróżnicowania płac mierzonych współczynnikiem Giniego wynosiły odpowiednio 35,6% oraz 28,6%

[Yu, Wang, 2017, s. 5]<sup>16</sup>. Wyniki te wskazują również na potrzebę uwzględnienia aspektu heterogeniczności (z punktu widzenia składu próby – krajów, regionów) w podejściu do badania wpływu polaryzacji płac na różne sfery życia społecznego, gdyż ten sam poziom dyspersji postrzegany jest w odmienny sposób przez społeczeństwo w zależności od otoczenia, w jakim funkcjonuje. Na potencjalny wpływ czynników socjologicznych, historycznych, kulturowych i instytucjonalnych na tolerancję wobec zmian poziomu nierówności zwracają uwagę również A.O. Hirschman i M. Rothschild [1973, s. 553–559].

Rozważania na temat związków nierówności ze szczęściem podjęli też I. Grosfeld i C. Senik [2008]. Próbowali odpowiedzieć na pytanie, jak zmienia się awersja do nierówności w obliczu gwałtownych zmian politycznych i ekonomicznych. Wykorzystane dane odnosiły się wyłącznie do Polski i lat 1992–2005. Badano wpływ zmian zróżnicowania dochodów mierzonego współczynnikiem Giniego (dane CBOS) na poziom satysfakcji zdefiniowanej trzema alternatywnymi miarami: satysfakcji z sytuacji ekonomicznej kraju, satysfakcji z życia prywatnego i rodzinnego oraz przewidywań co do własnej sytuacji w przyszłości. Wyniki wskazują na występowanie punktu zwrotnego w roku 1997. Przed tym rokiem wzrost dyspersji dochodów miał pozytywny wpływ na zadowolenie z życia, gdyż społeczeństwo (poprzez efekt sygnałny) utożsamiało ten wzrost z otwierającymi się nowymi możliwościami i rychłym nadejściem pozytywnych zmian gospodarczych i społecznych. Gdy oczekiwania zostały zawiedzione, charakter związku zmienił się na negatywny [Grosfeld, Senik, 2008, s. 16].

Systematyczny wzrost poparcia dla idei równości od końca lat 80. XX wieku dostrzegł również H. Domański [2013, s. 12–20, 33]. W roku 1988 jedynie 29,7% osób nie zgadzało się ze stwierdzeniem, że duże różnice w dochodach są niezbędne dla zapewnienia dobrobytu w Polsce. Odsetek ten wzrósł do 52% w roku 2003. Jak zauważa H. Domański [2013, s. 18–19], początkowa akceptacja dla wzrostu dyspersji dochodów wiązała się z ogromnym potencjałem niezaspokojonych aspiracji do podniesienia stopy życiowej, które to aspiracje zostały w późniejszych latach zweryfikowane. Tak więc w miarę upływu lat wzrost zróżnicowania dochodów umacniał się w świadomości społecznej jako negatywny symbol kapitalizmu.

Warto rozważyć, czy zmiany ogólnego poziomu szczęścia przyczyniają się w istotny sposób do zmian produktywności. Nad tym problemem zastanawiali się A.J. Oswald, E. Proto, D. Sgroi [2015]. Na podstawie czterech eksperymentów ustalili, że produktywność jednostek „uszcześliwianych” może wzrosnąć nawet o ok. 12%, a niższemu poziomowi szczęścia towarzyszy systematycznie niższy poziom produktywności. W ramach omawianej pracy budowany jest także prosty teoretyczny model mikroekonomiczny. W modelu tym stan bycia nieszczęśliwym (wynikający z martwienia się jednostki o różne problemy życiowe) działa jak swoisty

16 Prezentowaną wartość dla krajów europejskich oszacowano na podstawie danych pochodzących z European Social Survey dla 2006 roku. Wartości dla lat 2002 i 2004 były wyższe (ok. 30%), ale nadal znacząco niższe od wartości uzyskanej dla USA na podstawie danych longitudinalnych (lata 1972–2010).

czynnik rozpraszający podczas wykonywania zadań zleconych w pracy. Pracownik taki poświęca swój czas zarówno na pracę, jak i na „martwienie się”, w wyniku czego jest mniej efektywny w porównaniu z pracownikiem, który skupia się wyłącznie na wykonywaniu obowiązków [Oswald, Proto, Sgroi, 2015, s. 789, 807, 816–818].

W głośnej monografii pt. *Duch równości* (ang. *Spirit Level*), której autorami są R. Wilkinson oraz K. Pickett [2011], w kontekście nierówności dochodowych analizie poddano różne wymiary problemów zdrowotnych i społecznych ujętych w takie kategorie, jak [Wilkinson, Pickett, 2011, s. 35]:

- 1) poziom zaufania,
- 2) otyłość,
- 3) przeciętne dalsze trwanie życia i umieralność niemowląt,
- 4) zaburzenia psychiczne (w tym narkomania i alkoholizm),
- 5) urodzenia przez nastoletnie matki,
- 6) zabójstwa,
- 7) wyniki nauczania dzieci,
- 8) mobilność społeczna,
- 9) współczynnik prizonizacji (więźniowie na 100 tys. mieszkańców).

Autorzy w swoich badaniach stwierdzają występowanie silnego związku o charakterze negatywnym pomiędzy nierównościami dochodów a wymienionymi wyżej problemami<sup>17</sup>. Do ciekawych wniosków dochodzą odnośnie związków polaryzacji dochodów ze współczynnikiem prizonizacji. Udział więźniów w danym społeczeństwie może się zmieniać nie tylko ze względu na zmiany w faktycznie popełnianej liczbie przestępstw, lecz także wskutek pewnych tendencji do karania więzieniem za określone czyny, również wskutek zasadzania różnej (ze względu na obowiązujący system prawny) długości wyroków. Jak się okazuje, w społeczeństwach mniej egalitarnych istnieje tendencja do bardziej represyjnych postaw wobec przestępców, są oni też częściej i na dłużej posyłani do więzień [Wilkinson, Pickett, 2011, s. 162–174]. C. O’Neil [2017] uważa, że nierówności dochodowe są w pewien sposób utrwalane przez stosowane w danym społeczeństwie algorytmy<sup>18</sup>. Policjanci wysyłani są tam, gdzie jest największa szansa na „złapanie kogoś na gorącym uczynku”. Typowy chłopak z biednej dzielnicy ma więc znaczenie większe szanse na bycie złapanym nawet na drobnym przestępstwie. Statystyki (dotyczące Stanów Zjednoczonych) pokazują też, że prawdopodobnie otrzyma wyższy wyrok niż osoba „z klasy średniej”. Problem ten nasila się wraz ze wzrostem dyspersji dochodów, gdyż większy dystans społeczny przyczynia się do spadku zaufania

17 Autorzy posługują się zwykłą regresją liniową jednej zmiennej, co może być przyczyną pewnej krytyki ich badań (problem endogeniczności, obciążenie). Nie brak też zarzutów pod względem doboru jednostek (krajów, stanów USA) do badania, chociażby z punktu widzenia obserwacji nietypowych (lub „ekstremalnie” nietypowych), które szczególnie w małych próbach mogą mieć bardzo silny wpływ na wyniki regresji [zob. Saunders, 2010].

18 Oprócz opisanego poniżej systemu wysyłania patroli policyjnych autorka rozważa m.in. algorytmy związane z udzielaniem kredytów, system personalizacji reklam czy system przyjęć na uczelnie w USA, które również wpływają na utrwalanie się podziałów w społeczeństwie.

pomiędzy grupami społeczno-ekonomicznymi. Przykład bezpośrednio nawiązuje do omawianej wcześniej instytucjonalizacji pozycji oraz łamania zasady „równości i wolności”.

R. Wilkinson i K. Pickett same nierówności dochodowe rozumieją jako miernik zhierarchizowania społeczeństwa – co również w swojej pracy zauważa P. Sztompka [2007]. Autorzy zauważają, że gdy rosną nierówności, problemy społeczne i zdrowotne nasilają się, nawet jeśli wzrost ten dotyczy krajów bogatych. Wyjaśnienie tej zależności (tzw. *gradient społeczny*) leży według nich w omawianym już problemie porównywania się z innymi (lepiej sytuowanymi) członkami społeczeństwa i zwyczajnej chęci dorównania im. Ten aspekt swoistej rywalizacji społecznej realizuje się na każdym poziomie dochodów. W kontekście problemów z otyłością podawany jest przykład, w którym biedniejsza część społeczeństwa stołuje się w restauracjach typu fast-food, bo dowodzi to statusu finansowego i pokazuje, że „mam pieniądze, mnie także stać by zjeść na mieście” [Wilkinson, Pickett, 2011, s. 114–115].

Należy jednak wspomnieć, że związki nierówności dochodów ze zdrowiem nie muszą być tak silne i jednoznaczne, jak jest to przedstawiane w pracy R. Wilkinson i K. Pickett, a w dodatku kierunek zależności może być odwrotny. B. d’Hombres, A. Weber oraz L. Elia [2012, s. 21–23] wskazują na trzy potencjalne mechanizmy transmisji polaryzacji dochodów na stan zdrowia. Po pierwsze postuluje się, że stan zdrowia jednostki poprawia się wraz ze wzrostem poziomu dochodu, ale efekt krańcowy tego wzrostu jest malejący. Nieliniowa zależność oznacza, że podnoszenie dochodów ubogich będzie miało silniejszy wpływ na ich zdrowie niż w przypadku bogatszych członków społeczeństwa. Stąd też polityka redystrybucyjna zmniejszająca polaryzację dochodów będzie miała pozytywny wpływ na poprawę stanu zdrowia społeczeństwa [zob. Leigh, Jencks, Smeeding, 2012; Deaton, 2003].

Drugi mechanizm nawiązuje do już wcześniej omawianej tendencji do porównywania się z innymi członkami społeczeństwa. Niezadowolająca relatywna pozycja względem innych powoduje wzrost poziomu stresu, a to przenosi się negatywnie na ogólny poziom zdrowia [zob. Leigh, Jencks, Smeeding, 2012; Wilkinson, Pickett, 2011]. Trzeci kanał transmisji wynika z negatywnych związków nierówności z przestępczością i kapitałem społecznym, które z kolei tworzą i utrwalają podziały w społeczeństwie. Bardziej heterogeniczne społeczeństwo może być mniej skłonne do inwestycji w dobra publiczne, w tym te w sektorze zdrowia publicznego [zob. Alesina, Baqir, Easterly, 1999; Leigh, Jencks, Smeeding, 2012]. Jednakże stan zdrowia wpływa również na to, jak jednostka radzi sobie w trakcie życia zawodowego, rodzinnego i na osiągi edukacyjne, a tym samym kształtuje przyszłe i obecne dochody [zob. Leigh, Jencks, Smeeding, 2012].

Wiele badań jest zgodnych co do tego, że wzrost polaryzacji dochodów istotnie sprzyja postawom przestępczym. Często przywoływany model w tym zakresie został opracowany przez takich autorów, jak P. Fajnzylber, D. Lederman i N. Loayza [2002] i oparty na pracy G.S. Beckera [1968]. Zakłada się w nim, że oczekiwany zysk netto z podjętego działania przestępczego jest równy różnicy pomiędzy oszacowaną wysokością korzyści a prawdopodobieństwem bycia złapanym, wymiarem kary i jej

konsekwencjami oraz pewnymi kosztami alternatywnymi (płace możliwe do uzyskania na podstawie legalnej działalności) i kosztami przygotowania przestępstwa. Jednostka decyduje się na popełnienie przestępstwa, jeśli zysk netto przekroczy pewien próg, który wynika z reprezentowanych wartości moralnych. Nierówności dochodów w tym modelu oddziałują pozytywnie na prawdopodobieństwo popełnienia przestępstwa. Empiryczna weryfikacja tego modelu również wykazała istotny oraz dodatni wpływ wzrostu zróżnicowania dochodów na stopę przestępczości (kradzieże i rozboje) [J.J. Sztadynger, M. Sztadynger, 2005, s. 86–88].

Na koniec rozważań w tym podrozdziale zasygnalizowane zostaną możliwe relacje pomiędzy nierównościami dochodów a poziomem edukacji<sup>19</sup>. Jak zauważają B. d'Hombres, A. Weber i L. Elia [2012, s. 33], powołując się na pracę R.H. Topela [1997], wzrost nierówności płac czy dochodów działa jak czynnik motywujący do zwiększania inwestycji w edukację, czego źródeł należy upatrywać w coraz większej premii za wykształcenie. Wskutek wyższej stopy zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki następuje szybsza jego akumulacja, a tym samym łagodzi to skutki wzrostu nierówności. Należy jednak zauważyć, że polaryzacja dochodów oddziałuje na zasoby, którymi gospodarstwa domowe finansują edukację. Gospodarstwa domowe, które znajdują się w dolnej części rozkładu dochodów, mogą – zwłaszcza w krajach uboższych – nie mieć możliwości podjęcia odpowiednich inwestycji w kapitał ludzki. Nawiązuje to bezpośrednio do teoretycznych modeli ekonomii matematycznej budowanych przy warunkach niedoskonałości rynku kredytowego i opisywanych w pracach takich autorów, jak: A.V. Banerjee i A.F. Newman [1993], O. Galor i J. Zeira [1993], O. Galor i O. Moav [2004] oraz ich późniejszych rozwinięć<sup>20</sup>.

Powyższy problem barier w rozwoju edukacyjnym rozważany jest również w kontekście mobilności międzypokoleniowej, także we wspomnianych wcześniej modelach teoretycznych. Część badań empirycznych potwierdza, że zróżnicowanie dochodów rodziców wpływa na dochody i wybory edukacyjne dzieci. M. Corak [2013, s. 80–83] zwraca uwagę, że międzypokoleniowa mobilność zarobków jest niska w krajach o relatywnie dużej dyspersji dochodów (np. USA czy Włochy), zaś znacznie większa tam, gdzie nierówności są relatywnie małe (kraje skandynawskie). Związek ten nazywany jest „krzywą Wielkiego Gatsby'ego” (z ang. *The Great Gatsby Curve*). Jako miarę polaryzacji dochodów wykorzystano współczynnik Giniego dla dochodów w danym kraju, obliczony dla poprzedniego pokolenia (i odłożony na osi X). Mobilność (oś Y) zmierzono jako międzypokoleniową elastyczność<sup>21</sup> pomiędzy zarobkami ojca<sup>22</sup> a zarobkami dorosłego syna (na podstawie

19 Rozważania te zostaną ponownie podjęte w rozdziale 2 w kontekście transmisji polaryzacji dochodów na wzrost gospodarczy poprzez kanał niedoskonałości rynku kredytowego.

20 Modele te zostaną krótko przedstawione w rozdziale 2.

21 Elastyczność ta szacowana jest zazwyczaj na podstawie zwykłego modelu regresji log-liniowej z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów [Corak, 2013, s. 81].

22 Jak podkreśla M. Corak [2013, s. 81], częste wykorzystywanie zarobków ojców-syn wynika ze zmiennej roli kobiety na rynku pracy w perspektywie lat i znacząco upraszcza w ten sposób analizę.

badan kohortowych). Niskie wartości tej elastyczności, oznaczające jednocześnie wysoką mobilność, otrzymano dla Finlandii, Norwegii i Danii (oszacowania poniżej 0,2), a więc, jak już wspomniano, w krajach o niskim zróżnicowaniu dochodów. M. Corak [2013, s. 80] zwraca uwagę, że to, jak i w jakim stopniu zarobki dorosłej osoby będą związane z jego wcześniejszą sytuacją rodzinną, zależy w dużej mierze od sytuacji na rynku pracy, polityki społecznej oraz interakcji pomiędzy rodzinami. Stosowna polityka redystrybucyjna jest w stanie zniwelować do pewnego stopnia nierówności szans.

Do podobnych wniosków co Corak dochodzi również C. Rauh [2017, s. 34]. Zauważa on, że występuje negatywna zależność między polaryzacją dochodów a wydatkami publicznymi na edukację w grupie badanych krajów. Analizy prowadzone były w ramach skalibrowanego modelu typu *overlapping generations*, w którym uwzględniono frekwencję wyborczą z podziałem na wiek i poziom wykształcenia. Tak mierzone uczestnictwo w życiu publicznym wyjaśniało ponad  $\frac{1}{4}$  wariancji nierówności płac i mobilności międzypokoleniowej pomiędzy USA a Kanadą, Finlandią, Norwegią, Anglią, Niemcami, Danią oraz Szwecją. Pozytywny wpływ bardziej egalitarnego podziału dochodów i płac na stopę inwestycji w edukację dostrzegli także R. Perotti [1996] oraz D. Acemoglu i J.S. Pischke [2001]. Warto jednak podkreślić, że badania prowadzone m.in. przez takich badaczy, jak S.V. Cameron i C. Taber [2004] oraz K. Loken [2010] nie potwierdziły wpływu poziomu dochodu rodziny na osiągi edukacyjne dzieci.

Powracając do przedstawionego kilka akapitów wcześniej argumentu motywacyjnego, zasadne wydaje się stwierdzenie, że ani zbyt równy, ani nazbyt zróżnicowany podział płac czy dochodu w społeczeństwie nie będzie zachęcał i budował aspiracji do powiększania kapitału ludzkiego i mierzenia się z coraz większymi wyzwaniem. Z jednej strony znaczący egalitaryzm będzie wiązał się z bardzo małą premią za wykształcenie i umiejętności, w żaden sposób nie motywując zarówno do ich powiększania, jak i pełniejszego wykorzystania przez osoby, które już znajdują się w górnej części rozkładu wiedzy i umiejętności. Z drugiej strony przy wysokim poziomie nierówności wytworzony dystans może być tak duży, że jednostki najbardziej niezdolne i najmniej uzdolnione przestaną w ogóle wierzyć, że awans jest możliwy. Do podobnych wniosków dochodzą R.B. Freeman i A.M. Gelber [2010, s. 15]. Badacze analizowali zachowanie graczy biorących udział w turnieju w zależności od struktury nagród i dostępnych informacji odnośnie indywidualnych umiejętności. Jak się okazało, zarówno jedna duża nagroda (czyli idealna nierówność) oraz nagrody równej wielkości nie mobilizowały do zwiększenia wysiłku wkładanego przez poszczególnych graczy w rozwiązywanie zadań. Co istotne, nie maksymalizowały również agregatowego wysiłku wszystkich uczestników. Najwyższy wysiłek – zarówno w przypadku poszczególnych graczy, jak i agregatowo – został zaobserwowany przy ustaleniu wielu nagród o różnych wysokościach. Efekt ten przybierał na sile w przypadku, gdy turniej odbywał się w warunkach pełnej informacji, a więc uczestnicy wiedzieli o swoich osiągnięciach z poszczególnych rund. Wiedza ta była szczególnie istotna dla osób z dołu rozkładu. W przypadku jednej

nagrody i dostępnej informacji o tym, jak radzą sobie inni, wysiłek graczy spadał, bo przestawali oni wierzyć, że uda im się wygrać nagrodę. Podobnie jak przy związkach nierówności ze szczęściem, sugeruje to nieliniową zależność pomiędzy zróżnicowaniem dochodów a wkładanym wysiłkiem w celu ich osiągnięcia.

### 1.3. Teoretyczne podstawy pomiaru nierówności dochodów i płac

W literaturze przedmiotu prezentowanych i wykorzystywanych jest wiele miar nierównomierności rozkładu dochodów<sup>23</sup>. W związku z tym warto na początku przeanalizować własności (tzw. aksjomaty), którymi powinna charakteryzować się „dobra” miara nierówności<sup>24</sup>. Jak zauważa S.M. Kot [2000, s. 118], nie jest konieczne, aby dla danego przypadku spełnione zostały równocześnie wszystkie aksjomaty. Krótki opis poszczególnych aksjomatów zostanie zobrazowany przykładem liczbowym wykorzystującym informacje na temat fikcyjnego rozkładów płac zawartych w tabeli 1.1.

Pierwszy aksjomat głosi, że miara nierówności nie powinna zależeć od skali pomiaru (z ang. *scale invariance axiom*). Oznacza to, że zwiększenie dochodu każdej osoby w tej samej proporcji (np. o 10% albo 25%) nie spowoduje zmiany wartości miary nierówności [Kot, 2000; Cowell, 2011; Dalton, 1920; Zwiech, 2016]<sup>25</sup>. W tabeli 1.1 rozkład płacy  $w_1$  powstał poprzez przemnożenie płacy wszystkich osób z rozkładu wyjściowego  $w_0$  o 15%. Jak widać, spośród rozważanych miar jedynie klasyczna wariancja jest wrażliwa na to przekształcenie, co oznacza, że nie spełnia ona tego aksjomatu (wariancja jest większa w rozkładzie transformowanym). Wartości pozostałych miar nierówności nie uległy zmianie<sup>26</sup>.

23 Oczywiście miary nierówności mają szersze zastosowanie niż tylko i wyłącznie pomiar poziomu nierówności w podziale dochodów. Dla przykładu A. Castello i R. Domenech [2002] zaproponowali miarę zróżnicowania kapitału ludzkiego w oparciu o współczynnik Giniego.

24 Aczkolwiek poszczególne aksjomaty, w świetle prowadzonych badań, niekoniecznie muszą być zgodne ze społeczną intuicją w kwestii tego, co jest „równe”, a co „równiejsze” [Jacewicz, 2016].

25 Miary spełniające niezależność od skali pomiaru spełniają również postulat zgodności ze względu na jednostkę pomiaru (z ang. *unit consistency axiom*). Wyrażenie tego samego rozkładu płac w złotych i np. w dolarach nie powinno wpływać na wartość relatywnej miary nierówności. Twierdzenie odwrotne nie jest prawdziwe, bowiem istnieją miary absolutne, spełniające postulat zgodności ze względu na jednostkę pomiaru (i z definicji niespełniające postulat niezależności od skali pomiaru) [por. Zheng, 2007; Subramanian, 2014].

26 Jedną z miar, która również może nie spełniać tego aksjomatu, jest niezaprezentowana tutaj miara nierówności Daltona [Cowell, 2011, s. 61–62]. Jak zauważa P. Zwiech [2016, s. 93], dla pewnego szczególnego przypadku indeksu Atkinsona-Kolma omawiana własność także może nie być spełniona.

Drugi aksjomat zakłada, że jeśli dochody wszystkich osób w rozkładzie zostaną zwiększone o pewną stałą wartość (np. każdy pracownik otrzyma po 500 zł), to miara powinna wskazywać na zmniejszenie nierówności. Analogicznie potrącenie stałej wartości dochodu każdej z osób, spowoduje wzrost nierówności mierzonych daną miarą. Aksjomat ten, podobnie jak poprzedni, został opisany w oryginalnej pracy H. Daltona z 1920 roku [Kot, 2000; Dalton, 1920]. W omawianym przykładzie (por. tabela 1.1) rozkład  $W_2$  powstał poprzez dodanie 500 zł do płacy każdego pracownika z rozkładu  $W_0$ . Jak wynika z tabeli, jedynie klasyczna wariancja nie uległa zmianie, co oznacza, że jest niezmiennicza ze względu na to przekształcenie (z ang. *translation invariance*). Pozostałe z prezentowanych miar nierówności uległy zmniejszeniu – aczkolwiek nie zawsze musi się tak stać dla wszystkich z nich, co wyjaśniono w poniższym akapicie.

N.C. Kakwani [1980, s. 66] dowodzi, iż dla rozkładu  $W_2$  funkcja Lorenza (zob. rysunek 1.1) będzie leżała powyżej funkcji Lorenza dla rozkładu  $W_0$ . Wynika z tego również, że dla miar nierówności wyprowadzonych na podstawie funkcji Lorenza omawiany aksjomat będzie spełniony, gdyż miary te będą zawsze porządkować rozkłady zgodnie z kryterium Lorenza [Kot, 2000, s. 119]<sup>27</sup>. W tym miejscu warto zaznaczyć, iż dla wariancji logarytmów (*VarLog*) taka zależność nie musi zachodzić. J.E. Foster i E.A. Ok [1999] udowadniają, że nawet w przypadku, gdy krzywe Lorenza się nie przecinają, to wariancja logarytmów może porządkować rozkłady odwrotnie niż wynikałoby to z kryterium Lorenza<sup>28</sup>.

Kolejny aksjomat nazywany jest zasadą transferu Pigou-Daltona (z ang. *Pigou-Dalton transfer principle*)<sup>29</sup>. Zgodnie z tym aksjomatem transfer dochodu od osoby bogatszej do osoby biedniejszej powinien powodować spadek miary nierówności (przy założeniu, że relatywne położenie jednostek w rozkładzie nie ulegnie zmianie). W przypadku transferu od osoby biedniejszej do osoby bogatszej miara nierówności powinna wzrastać, odzwierciedlając rzeczywisty wzrost nierówności dochodowych w badanej populacji [Bellù, Liberati, 2006; Zwiech, 2016; Kot, 2000; Cowell, 2011]. Zaprezentowany w tabeli 1.1 rozkład płac  $W_3$  powstał poprzez przekształcenie rozkładu  $W_0$  za pomocą transferu dochodu wysokości 500 zł od osoby najbogatszej (nr 10) do osoby najbiedniejszej (nr 1). Jak widać na przykładzie, wszystkie analizowane miary nierówności wskazują na spadek zróżnicowania dochodów. Niemniej jednak nie dla wszystkich rozpatrywanych miar w tabeli 1.1 własność ta musi zawsze zachodzić. Relacja dziewięćdziesiątego do dziesiątego percentyla ( $P90/P10$ ) spełnia tę zasadę w tak zwanej „słabszej” wersji, tj. dokonanie transferu od osoby bogatszej (biedniejszej) do osoby bied-

27 Kwestia dominacji w sensie Lorenza zostanie omówiona w dalszej części rozdziału.

28 W artykule tym odniesiono się do dwóch skrajnych przypadków – rozkładu, którego krzywa Lorenza pokrywa się z linią egalitarnego podziału oraz rozkładu, którego krzywa Lorenza jest w kształcie litery „L” i symbolizuje „skrajną nierówność” podziału. Okazało się, że wariancja logarytmów może wskazać ten drugi jako bardziej równy niż pierwszy.

29 Nazwa ta wynika z tego, iż omawiana zasada została niezależnie opisana przez A.F. Pigou [1912] oraz H. Daltona [1920].

niejszej (bogatszej) może pozostawić miarę nierówności na niezmiennym poziomie<sup>30</sup>. Z kolei wariancja logarytmów, jak zostało już wspomniane, może rangować rozkłady zupełnie odwrotnie, dlatego też nie spełnia zasady transferów w żadnej z rozpatrywanych w literaturze przedmiotu wersji [Cowell, 2011, s. 61].

**Tabela 1.1.** Własności popularnych miar nierówności dla przykładowego rozkładu płac

| ID                                            | $W_0$             | $W_1$             | $W_2$             | $W_3$             | $W_4$             |
|-----------------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 1                                             | 1000              | 1150              | 1500              | 1500              | 1000              |
| 2                                             | 3000              | 3450              | 3500              | 3000              | 3000              |
| 3                                             | 5000              | 5750              | 5500              | 5000              | 5000              |
| 4                                             | 7000              | 8050              | 7500              | 7000              | 7000              |
| 5                                             | 9000              | 10 350            | 9500              | 9000              | 9000              |
| 6                                             | 11 000            | 12 650            | 11 500            | 11 000            | 11 000            |
| 7                                             | 13 000            | 14 950            | 13 500            | 13 000            | 13 000            |
| 8                                             | 15 000            | 17 250            | 15 500            | 15 000            | 15 000            |
| 9                                             | 17 000            | 19 550            | 17 500            | 17 000            | 17 000            |
| 10                                            | 19 000            | 21 850            | 19 500            | 18 500            | 19 000            |
| 11                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 1000              |
| 12                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 3000              |
| 13                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 5000              |
| 14                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 7000              |
| 15                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 9000              |
| 16                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 11 000            |
| 17                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 13 000            |
| 18                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 15 000            |
| 19                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 17 000            |
| 20                                            | –                 | –                 | –                 | –                 | 19 000            |
| Suma                                          | 100 000           | 115 000           | 105 000           | 100 000           | 200 000           |
| Średnia                                       | 10 000            | 11 500            | 10 500            | 10 000            | 10 000            |
| <b>Wariancja</b>                              | <b>3 300 0000</b> | <b>4 3642 500</b> | <b>33 000 000</b> | <b>31 250 000</b> | <b>33 000 000</b> |
| <b>CV</b>                                     | <b>0,574</b>      | <b>0,574</b>      | <b>0,547</b>      | <b>0,559</b>      | <b>0,574</b>      |
| <b>VarLog</b>                                 | <b>0,756</b>      | <b>0,756</b>      | <b>0,589</b>      | <b>0,602</b>      | <b>0,756</b>      |
| <b>P90/P10</b>                                | <b>9,000</b>      | <b>9,000</b>      | <b>7,400</b>      | <b>7,889</b>      | <b>9,000</b>      |
| <b>MLD</b>                                    | <b>0,273</b>      | <b>0,273</b>      | <b>0,227</b>      | <b>0,235</b>      | <b>0,273</b>      |
| <b>Theil</b>                                  | <b>0,189</b>      | <b>0,189</b>      | <b>0,168</b>      | <b>0,176</b>      | <b>0,189</b>      |
| <b>Atkinson<br/>(<math>\alpha = 1</math>)</b> | <b>0,239</b>      | <b>0,239</b>      | <b>0,203</b>      | <b>0,209</b>      | <b>0,239</b>      |
| <b>GINI</b>                                   | <b>0,330</b>      | <b>0,330</b>      | <b>0,314</b>      | <b>0,321</b>      | <b>0,330</b>      |

Objaśnienia: CV – współczynnik zmienności, VarLog – wariancja logarytmów, P90/P10 – stosunek percentyla 90 do 10, MLD – średnie odchylenie logarytmiczne, Theil – współczynnik Theila, Atkinson ( $\alpha = 1$ ) – współczynnik Atkinsona ze wsp. awersji równym 1, GINI – współczynnik Giniego.

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie: F. Cowell [2011], L.G. Bellù i P. Liberati [2006].

30 Stanie się tak np. wtedy, gdy transfer zajdzie w obrębie środka rozkładu. Z podobnych przyczyn inną miarą zróżnicowania, która spełnia zasadę transferów jedynie w słabszej wersji, jest klasyczny rozstęp.

Ze względu na to, iż współczynnik Giniego będzie podstawową miarą wykorzystywaną w niniejszej pracy, warto wspomnieć o jeszcze jednej jego własności. A.B. Atkinson zwraca uwagę, iż „[...] każdy dodatkowy funt dla osoby z dolnej ćwiartki w rozkładzie dochodów waży trzy razy więcej niż każdy dodatkowy funt dla osoby z górnej ćwiartki” [Atkinson, 2017, s. 37]. W swoim artykule A.B. Atkinson oraz A. Brandolini rozpatrują tę własność w kategoriach „przeciekającego wiadra” (z ang. *leaky bucket*) opisywanego przez A. Okuna [Atkinson, Brandolini, 2010, s. 10]. Z kolei D.G. Champernowne [1974], badając wrażliwość różnych miar zróżnicowania, dochodzi do wniosku, iż współczynnik Giniego jest najbardziej wrażliwy na nierówności w środkowej części rozkładu. Jak zauważa S.M. Kot [1995, s. 145–146], bywa to przedmiotem licznej, aczkolwiek niesłusznej krytyki tego współczynnika [zob. również Dagum, 1985].

Czwarty aksjomat nazywany jest zasadą niezależności od populacji (z ang. *principle of population*). Zgodnie z nim każda  $n$ -krotna replikacja danego rozkładu dochodów nie powinna wpłynąć na zmianę wartości miary nierówności [Zwiech, 2016; Cowell, 2011]. Jak zauważa S.M. Kot [2000, s. 119], miary bazujące na funkcji Lorenza będą spełniały ten aksjomat, gdyż funkcja Lorenza nie ulegnie zmianie wskutek proporcjonalnego zwiększenia liczby osób dla każdego poziomu dochodów. W tabeli 1.1 rozkład  $W_4$  powstał poprzez podwojenie liczby osób dla każdego poziomu dochodów z rozkładu  $W_0$ . Jak widać, zabieg ten nie spowodował zmian wartości miar nierówności, co oznacza, że dla każdej z nich aksjomat ten jest spełniony.

Piąty aksjomat to tzw. warunek dekomponowalności (z ang. *decomposability*). Oznacza on, że możliwe jest przedstawienie miernika nierówności dla całej populacji jako funkcji mierników zróżnicowania wewnątrzgrupowych i międzygrupowego dla danych podpopulacji [Zwiech, 2016]. Istotne jest tutaj nie tylko to, że jesteśmy w stanie „matematycznie” otrzymać taką zależność, ale to, aby taka relacja była zgodna<sup>31</sup>. Wzrost nierównomierności rozkładu w podpopulacjach powinien przekładać się na zwiększenie miernika nierówności dla całego rozkładu [Cowell, 2011, s. 62; Zwiech, 2016, s. 75]. W literaturze bardzo często można spotkać się z twierdzeniem, że współczynnik Giniego spełnia warunek dekomponowalności w słabszej wersji (ponieważ dekomponuje się z tzw. *resztą*<sup>32</sup>). Oczywiście jeśli chodzi o samą możliwość „rozłożenia na czynniki”, to jest to twierdzenie prawdziwe. Jednak, jak udowadnia F. Cowell [2011, s. 62–65], istnieje możliwość, że miara ta przy zwiększeniu swojej wartości nawet we wszystkich podpopulacjach jednocześnie zanotuje spadek wartości dla całej populacji. Przeczy to oczywiście przedstawionemu warunkowi dekomponowalności (brak zgodności na linii podgrupy a cała populacja). W podobny sposób może zachowywać się również wariancja

31 Własność zgodności w podpopulacjach bywa czasem przedstawiana jako osobny aksjomat (z ang. *subgroup consistency axiom*).

32 Przyczyna występowania reszty w dekompozycji współczynnika Giniego zostanie zaprezentowana w dalszej części pracy.

logarytmów, ale już dla klasycznej wariancji (i współczynnika zmienności) własność zgodności zostanie zachowana [Cowell, 2011, s. 64].

W literaturze można jeszcze spotkać dodatkowe postulaty względem własności miar nierówności. Jednym z nich jest aksjomat o unormowaniu (z ang. *normalization axiom*). Spełniająca go miara nierówności w przypadku rozkładu egalitarnego powinna osiągać wartość zero oraz w górnej granicy wartość jeden [Kot, 2000, s. 121]. Naturalnie współczynnik Giniego posiada tę własność, w przeciwieństwie do np. klasycznej wariancji. Kolejnym często spotykanym postulatem jest aksjomat o symetryczności (z ang. *symmetry axiom*). Zakłada on, że w przypadku zamiany dochodów pomiędzy dwiema osobami w rozkładzie miara nierówności nie ulegnie zmianie [Subramanian, 2014; Kot, 2000]. Współczynnik Giniego również posiada tę własność (podobnie jak np. współczynnik Theila). Z punktu widzenia praktycznych zastosowań istotny wydaje się również postulat o łatwości interpretacji. Pomimo że np. współczynnik Theila spełnia większość rozpatrywanych w literaturze aksjomatów (jest np. zgodny w podpopulacjach), to właśnie problemy interpretacyjne powodują, że to współczynnik Giniego jest powszechnie prezentowany w statystykach publicznych.

Miary nierówności spełniające aksjomaty transferu Pigou-Daltona oraz niezależności od skali pomiaru i populacji nazywane są miarami relatywnymi (z ang. *relative inequality indexes*) [Bellù, Liberati, 2006, s. 8–9]. Istotną ich własnością jest to, że porządkują rozkłady zgodnie z kryterium Lorenza (o ile krzywe Lorenza się nie przecinają)<sup>33</sup>. W literaturze wskazuje się jeszcze na tzw. miary bezwzględne (z ang. *absolute measures*), czyli takie, które są niewrażliwe na zwiększenie (zmniejszenie) dochodów wszystkich jednostek w rozkładzie o stałą wartość (z ang. *translation invariance*). Występuje również współczynnik Giniego w wersji bezwzględnej, związany z tzw. uogólnioną krzywą Lorenza i definiowany jako [Subramanian, 2014, s. 6]:

$$G_A = \mu * G$$

gdzie:  $\mu$  oznacza średni dochód w danym rozkładzie, a  $G$  – klasyczny (relatywny) współczynnik Giniego.

S. Subramanian [2014, s. 7–8] wskazuje na jeszcze jedno ciekawe rozróżnienie zaproponowane przez S.C. Kolma [1976] dla miar relatywnych i absolutnych ze względu na ich własności. Zakładając, że istnieją dwa rozkłady płac A(10, 20) oraz B(20, 40), można stwierdzić, że na mocy aksjomatu o niezależności od skali pomiaru wartość relatywnej miary nierówności nie powinna ulec zmianie (por. tabela 1.1)<sup>34</sup>. Niemniej jednak różnica w dochodach pomiędzy tymi dwiema osobami wzrosła z 10 jednostek (w rozkładzie A) do 20 jednostek (w rozkładzie B),

33 Warto również wspomnieć, że jeśli miara nierówności spełnia warunek transferu, niezależności od skali pomiaru oraz dekomponowalności, to zgodnie z twierdzeniem Shorrocksa da się ją przedstawić za pomocą pewnego porządkowo ekwiwalentnego indeksu [por. Zwiech, 2016, s. 77–78].

34 Oczywiście miara bezwzględna powinna odnotować tę zmianę.

co można, jak pisze Subramanian, uznać za intuicyjnie akceptowalne kryterium (z ang. *intuitively plausible criterion*), według którego stwierdzi się wzrost nierówności. Używając nomenklatury ze świata polityki, takie miary nazywane są konserwatywnymi (z ang. *conservative*) albo prawicowymi (z ang. *rightist*). W kolejnym przykładzie przyjęte zostaną następujące rozkłady płac A(10, 20) oraz B(20, 30). W tym przypadku miara absolutna będzie niezmiennicza ze względu na takie addytywne przekształcenie o 10 jednostek. Wydaje się jednak, że przyjmując za kryterium stosunek dochodu drugiej osoby do pierwszej osoby w obu rozkładach, nierówności uległy zmniejszeniu (stosunek ten zmniejszył się z 2 do 1,5). Takie miary nazywamy progresywnymi (z ang. *progressive*) albo lewicowymi (z ang. *leftist*). Analogicznie, jeśli odwrócimy kierunek transferu pomiędzy rozkładami, miary relatywne nazywane będą lewicowymi, a miary bezwzględne – prawicowymi. Podsumowując, w przedstawionym podziale istotne jest to, czy da się określić pewne intuicyjnie wiarygodne kryterium wzrostu (miara prawicowa) lub spadku (miara lewicowa) nierówności, które nie zostanie przez daną miarę nierówności zarejestrowane<sup>35</sup>.

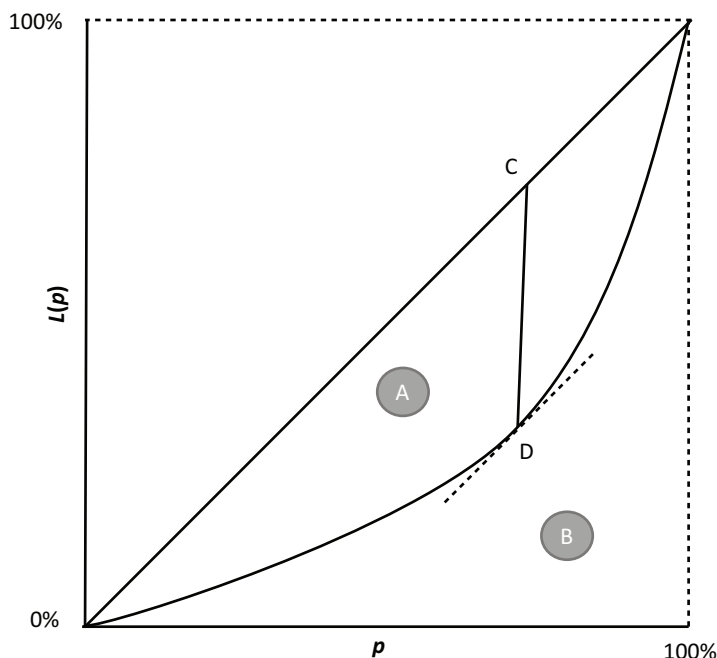
Innym często spotykanym podziałem jest podział na miary pozytywne oraz normatywne. Te drugie nazywane są tak ze względu na to, iż ich konstrukcja bazuje na pewnej z góry określonej funkcji dobrobytu społecznego (co będzie w dużej mierze warunkować zachowanie się takiej miary) [Bellù, Liberati, 2006]. Jako przykład można tutaj podać współczynnik Atkinsona. Miary pozytywne (takie jak współczynnik Giniego) często są definiowane jako „czysto statystyczne”, a ich własności wynikają bezpośrednio z zastosowanej formuły matematycznej. Jak jednak zauważa S.M. Kot [2000, s. 118], już A. Sen [1973] podawał w wątpliwość precyzyjność takiego podziału, stwierdzając, że każda miara nierówności jest uwikłana w jakąś funkcję dobrobytu społecznego [por. Blackorby, Donaldson, 1978, s. 69–70].

Jeden z najpopularniejszych sposobów oceny nierówności wykorzystuje koncepcję krzywej Lorenza. Graficznie krzywą tę można przedstawić jak na rysunku 1.1.

Krzywa Lorenza pokazuje relację między skumulowanymi odsetkami (najbiedniejszej części) populacji a otrzymywanym przez nie procentem łącznego funduszu dochodów (płac)<sup>36</sup>. Prosta biegnąca pod kątem 45° nazywana jest linią równomiernego (egalitarnego) podziału i oznacza sytuację, w której dany procent łącznego funduszu dochodu jest w posiadaniu dokładnie takiego samego skumulowanego procenta badanej zbiorowości (zachodzi więc:  $L(p) = p$ ). Im dalej krzywa Lorenza położona jest od linii równomiernego podziału, tym większy jest stopień nierówności dochodów.

35 S. Subramanian [2014, s. 8] na bazie własności multiplikatywnych i addytywnych transferów do wszystkich jednostek w rozkładzie definiuje jeszcze tzw. miary pośrednie (z ang. *intermediate inequality measures*) [por. Zheng, 2007].

36 Z założenia, przy wyznaczaniu krzywej Lorenza, jednostki danej zbiorowości powinny być wcześniej uporządkowane w sposób niemalejący względem dochodu.



Rysunek 1.1. Krzywa koncentracji Lorenza

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie S.M. Kot [2012], A. Jędrzejczak [2011].

Uwzględniając powyższe uwagi, można nakreślić ogólne właściwości funkcji Lorenza [Fellman, 2018, s. 561; Jędrzejczak, 2011, s. 11; Kakwani, 1980, s. 30–36]:

- 1)  $L(p)$  jest monotonicznie rosnąca,
- 2)  $L(p)$  jest wypukła (stopień wypukłości odzwierciedla poziom zróżnicowania zmiennej),
- 3)  $L(0) = 0$ ,
- 4)  $L(1) = 1$ ,
- 5)  $L(p) \leq p$ ,
- 6)  $L'(p) = 1$  dla  $p' = F(\mu)$ , gdzie  $F$  jest dystrybuantą rozkładu nieujemnej zmiennej losowej, dla której zdefiniowano różniczkowalną *funkcję Lorenza* [por. Kot, 2000, s. 107–111].

Nawiązując do szóstej własności, wielkość  $p'$  można interpretować jako frakcję osób, które otrzymują dochody (płace) poniżej średniej. Długość odcinka CD na rysunku 1.1 wyznacza maksymalną odległość (w pionie) pomiędzy krzywą Lorenza a linią egalitarnego podziału i jest znana jako indeks Schutza<sup>37</sup>. Odległość ta będzie maksymalna właśnie dla frakcji  $p'$ . Warto również zauważyć, że styczna do krzywej Lorenza w punkcie D jest równoległa do linii równomiernego podziału

<sup>37</sup> W literaturze funkcjonują definicyjnie równoważne współczynnikowi Schutza miary nierówności (np. współczynnik Pietry). Krótki ich przegląd prezentuje m.in. S.M. Kot [2000, s. 111–114].

[Kot, 2012, s. 48]. Współczynnik nierówności Schutza można wyliczyć jako połowę względnego odchylenia przeciętnego [Kot, 2000, s. 112; Kot, 2012, s. 48; Jędrzejczak, 2011, s. 12]:

$$R = \frac{D}{2\mu}$$

gdzie:  $D$  oznacza odchylenie przeciętne zmiennej losowej (od wartości oczekiwanej  $\mu$ ).

Krzywa Lorenza jest ilustracją najczęściej stosowanego w praktyce miernika nierówności, tj. współczynnika nierówności Giniego. Geometrycznie można go przedstawić jako wielkość podwojonego pola powierzchni pomiędzy krzywą koncentracji Lorenza a linią równomiernego podziału (por. rysunek 1.1), tj. [Kumor, Sztudynger, 2007, s. 50; Kordos, 1973, s. 65–66]:

$$G = \frac{A}{A+B} = \frac{A}{0,5} = 2 * A = 2 * (0,5 - B) = 1 - 2B, 0 \leq G \leq 1$$

Innym podejściem jest np. definicja oparta na średniej absolutnej różnicy [Jędrzejczak, 2011, s. 13]:

$$G = \frac{\Delta}{2\mu}, \quad \Delta = E|Y_i - Y_j|$$

gdzie:  $\Delta$  oznacza średnią bezwzględną różnicę pomiędzy wszystkimi parami dochodów w badanej populacji,  $\mu$  oznacza średni dochód.

Warto również przyjrzeć się jednej z praktycznych formuł<sup>38</sup> stosowanych do obliczania współczynnika Giniego [Kot, 2000, s. 115]. Wzór ten zakłada wykorzystanie danych indywidualnych (niepogrupowanych) i uporządkowanych w sposób nierosnący:

$$G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n i y_i$$

Z zaprezentowanego sposobu obliczania omawianego indeksu wynika kilka istotnych wniosków. Po pierwsze wartość współczynnika Giniego zależna jest zarówno od wielkości dochodów poszczególnych jednostek, jak i od ich uporządkowania w tym rozkładzie (indeks ten bazuje na rangach). Po drugie, skoro dochody uporządkowane są począwszy od najwyższej wartości, to im osoba jest biedniejsza, tym większa waga przypisywana jest jej dochodowi podczas obliczaniu indeksu

38 W literaturze przedstawianych jest wiele formuł pozwalających obliczyć współczynnik Giniego (np. w zależności od sposobu uporządkowania danych lub stopnia ich agregacji). Szeroki ich przegląd zaprezentowali m.in. S. Yitzhaki [1998], A. Jędrzejczak [2011] oraz S.M. Kot [2000].

(uwaga ta nawiązuje bezpośrednio do wspomnianego wcześniej „przeciekającego wiadra” A.B. Atkinsona).

Współczynnik Giniego przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1, gdzie 0 oznacza brak koncentracji (dochód dzielony jest po równo między wszystkie jednostki). Jak już zostało wspomniane przy okazji omawiania aksjomatów, istnieje matematyczna możliwość dekompozycji współczynnika Giniego na następujące elementy [Jędrzejczak, 2011; Cowell, 2011; Pyatt, 1976; Graca-Gelert, 2016; Zwiech, 2016]:

$$G = G_W + G_B + G_R$$

Komponent  $G_W$  mierzy wkład nierównomierności wewnątrz poszczególnych grup (np. grup społeczno-ekonomicznych, regionów itp.) w całkowitą wartość współczynnika Giniego. Komponent  $G_B$  mierzy tę część, która oparta jest na różnicach między średnimi wartościami dochodu pomiędzy wyszczególnionymi grupami [Pyatt, 1976]. Ostatnim elementem dekompozycji jest tzw. reszta ( $G_R$ ), której niezerowa wartość jest wynikiem „zachodzenia na siebie” podpopulacji [Jędrzejczak, 2011, s. 23]<sup>39</sup>.

Występowanie reszty w dekompozycji współczynnika Giniego przedstawione zostanie na przykładzie rozkładu płac przy różnym schemacie podziału na podpopulacje. W tabeli 1.2 rozkład płac  $P_1$  został podzielony na podpopulacje (*POD-POP*) w taki sposób, że najbogatsza osoba z podpopulacji pierwszej jest biedniejsza niż najbiedniejsza osoba w podpopulacji drugiej (tak więc oba wyróżnione rozkłady nie nakładają się na siebie). W takim przypadku składnik resztowy w dekompozycji wyniesie dokładnie zero. Rozkład płac  $P_2$  został utworzony z rozkładu  $P_1$  poprzez wymianę części płac pomiędzy jednostkami z różnych podpopulacji (inaczej mówiąc, dokonano innego podziału na podpopulacje). W tym przypadku najbiedniejsza osoba z podpopulacji drugiej znalazłaby się w środku rozkładu płac podpopulacji pierwszej. Ze względu na to, że indeks Giniego spełnia aksjomat symetryczności, transformacja ta nie spowoduje zmiany jego wartości dla całej populacji (w obu przypadkach indeks wyniósł dokładnie 0,282). Niemniej jednak taka wymiana pomiędzy jednostkami z pewnością ma konsekwencje dla wewnątrzgrupowych wskaźników nierówności dla każdej z wyróżnionych podgrup ( $G_{W1}$  oraz  $G_{W2}$  w tabeli 1.2)<sup>40</sup>. Wewnątrzgrupowe zróżnicowanie wzrosło oraz dystans między średnimi wartościami płac w obu podpopulacjach uległ zmniejszeniu.

39 Istnieje wiele podejść do wyznaczania i interpretacji składowych powyższej dekompozycji (w szczególności jeśli chodzi o komponent resztowy). Formuły pozwalające obliczyć poszczególne komponenty oraz wyczerpujący ich opis można znaleźć np. u P.J. Lamberta i J.R. Aronsona [1993], G. Pyatta [1976], C. Daguma [1997], S. Yitzhaki [1979, 1994]. W polskiej literaturze zostały zreferowane np. u A. Jędrzejczak [2011] oraz P. Zwiech [2016]. Warto również podkreślić, że istnieje dekompozycja współczynnika Giniego ze względu na źródła dochodu [por. Yao, 1997; Yitzhaki, Lerman 1985].

40 To, jaki będzie ostateczny udział zróżnicowania wewnątrzgrupowego, zależy również od udziału liczby jednostek podpopulacji w całości populacji oraz od udziału dochodów podpopulacji w całości dochodu.

Przełożyło się to na spadek udziału zróżnicowania międzygrupowego a wzrost udziału zróżnicowania wewnątrzgrupowego. W wyniku tego, że rozkłady zachodzą na siebie (relatywny ranking jednostek przy przechodzeniu z podpopulacji na całą populację ulega zmianie), w dekompozycji pojawiła się również niezerowa reszta (18,09% udziału w ogólnej wartości współczynnika Giniego)<sup>41</sup>.

**Tabela 1.2.** Dekompozycja współczynnika Giniego dla różnych schematów podziału na podpopulacje

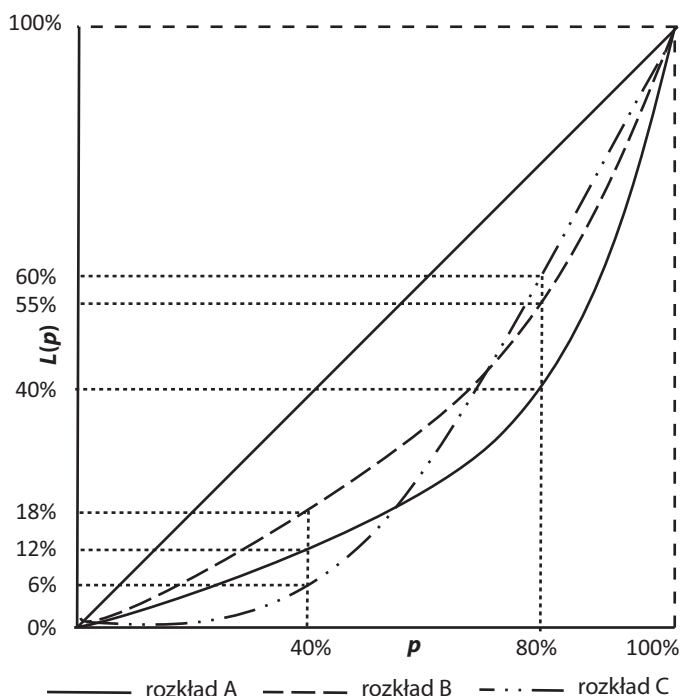
| ID | PODPOP | $P_1$  | $P_2$  | Dekompozycja GINI – rozkład $P_1$ |         |            |
|----|--------|--------|--------|-----------------------------------|---------|------------|
|    |        |        |        | składowa                          | wartość | udział (%) |
| 1  | 1      | 1000   | 1000   |                                   |         |            |
| 2  | 1      | 3000   | 3000   | $G_W$                             | 0,072   | 25,53      |
| 3  | 1      | 5000   | 5000   | $G_B$                             | 0,210   | 74,47      |
| 4  | 1      | 7000   | 7000   | $G_R$                             | 0,000   | 0,00       |
| 5  | 1      | 9000   | 9000   | razem                             | 0,282   | 100,00     |
| 6  | 1      | 11 000 | 20 000 | $G_{W1}$                          | 0,330   |            |
| 7  | 1      | 13 000 | 21 000 | $G_{W2}$                          | 0,067   |            |
| 8  | 1      | 15 000 | 22 000 | Dekompozycja GINI – rozkład $P_2$ |         |            |
| 9  | 1      | 17 000 | 23 000 | składowa                          | wartość | udział (%) |
| 10 | 1      | 19 000 | 24 000 | $G_W$                             | 0,122   | 43,26      |
| 11 | 2      | 20 000 | 11 000 | $G_B$                             | 0,109   | 38,65      |
| 12 | 2      | 21 000 | 13 000 | $G_R$                             | 0,051   | 18,09      |
| 13 | 2      | 22 000 | 15 000 | razem                             | 0,282   | 100,00     |
| 14 | 2      | 23 000 | 17 000 | $G_{W1}$                          | 0,359   |            |
| 15 | 2      | 24 000 | 19 000 | $G_{W2}$                          | 0,171   |            |
| 16 | 2      | 25 000 | 25 000 |                                   |         |            |
| 17 | 2      | 26 000 | 26 000 |                                   |         |            |
| 18 | 2      | 27 000 | 27 000 |                                   |         |            |
| 19 | 2      | 28 000 | 28 000 |                                   |         |            |
| 20 | 2      | 29 000 | 29 000 |                                   |         |            |

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie G. Pyatt [1976].

W przypadku dwóch lub więcej populacji, bądź jednej populacji obserwowanej w różnych okresach, można posłużyć się koncepcją krzywych Lorenza w celu określenia, w której zbiorowości nierównomierność podziału dochodów (płac) jest większa. Rozkład populacji A dominuje nad rozkładem populacji B w sensie Lorenza (tj. zachodzi:  $L_A(p) \geq L_B(p)$ ) wtedy i tylko wtedy, gdy krzywa Lorenza dla populacji A położona jest nad krzywą Lorenza dla populacji B i krzywe te się nie przecinają. Istnieć więc może frakcja  $p$ , dla której krzywa dla populacji A leży na krzywej dla populacji B, ale w żadnym punkcie  $p$  nie leży poniżej tej krzywej [Biernacki, 2006; Kot, 2012]. W konsekwencji nierównomierność rozkładu dochodów

41 Według niektórych interpretacji sumę komponentów  $G_B + G_R$  traktuje się jako zróżnicowanie międzygrupowe brutto [por. Jędrzejczak, 2011, s. 25–26].

w populacji A jest mniejsza niż w populacji B. Sytuację tę przedstawiono graficznie na rysunku 1.2 dla przykładowych rozkładów dochodów w populacjach A i B. Jak można zauważyć, pole powierzchni pomiędzy krzywą egalitarnego podziału a krzywą Lorenza dla populacji A jest mniejsze niż analogiczne pole dla populacji B. W takim przypadku nie jest potrzebne obliczanie żadnych dodatkowych indeksów nierówności. Kryterium Lorenza jasno rozstrzyga, który rozkład dochodów charakteryzuje się mniejszym zróżnicowaniem.



**Rysunek 1.2.** Graficzna prezentacja dominacji w sensie Lorenza

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie S.M. Kot [2012], F. Cowell [2011], A.F. Shorrocks [1983].

Znacznie bardziej problematyczne są próby określenia, w której populacji nierówności są mniejsze, gdy krzywe Lorenza przecinają się w co najmniej jednym punkcie (dlatego krzywe Lorenza generują tzw. częściowy porządek). Sytuacja taka została zilustrowana na rysunku 1.2, np. dla populacji A i C. W przypadku najbiedniejszej części populacji nierówności są mniejsze w rozkładzie A. Jak można zauważyć na 40% najbiedniejszych jednostek przypada ok. 12% łącznej sumy dochodów. Dla porównania w rozkładzie C analogiczna frakcja jednostek otrzymuje jedynie 6% łącznego funduszu dochodów. Jeśli jednak rozważona zostanie sytuacja bogatszej części jednostek tych populacji, to okaże się, że nierówności w rozkładzie A są większe niż w rozkładzie C. Przykładowo na 80% frakcję przypada odpowiednio 40% funduszu dochodu w rozkładzie A i aż 60% w rozkładzie C.

Tak więc to, który rozkład uznany zostanie za „bardziej równy”, będzie zależeć od tego, jakie założenia przyjęto odnośnie preferencji społecznych. Z tego również powodu wnioski na podstawie różnych indeksów mierzących stopień zróżnicowania dochodów mogą być odmienne. Istnieje możliwość, że dokonując oceny poziomu zróżnicowania dochodów dla dwóch krajów, indeks Giniego dla obu z nich przyjmie identyczną wartość. Nasuwa to wniosek, że poziom zróżnicowania w obu krajach jest identyczny. Krzywe Lorenza dla tych krajów mogą się jednak przecinać. Przykładowo, jeśli jeden z tych krajów należy do grupy rozwijających się, to relatywnie duża frakcja najbiedniejszych może otrzymywać stosunkowo mniejszy procent łącznego funduszu płac (krzywa Lorenza jest na początku bardziej płaska) niż dla drugiego (bardziej rozwiniętego) kraju, gdzie np. nastąpił już rozwój klasy średniej. Jasne jest, że w takim przypadku schemat generowania nierówności (a także jego konsekwencje dla gospodarki i społeczeństwa) w obu krajach będą różne. Z powyższych rozważań wynika, że analiza zróżnicowania dochodów za pomocą agregatowego miernika powinna być, przynajmniej do pewnego stopnia, wsparta analizą potencjalnych przecięć krzywych Lorenza. Alternatywnie można wykorzystywać dodatkowy zestaw mierników nierówności, które pozwolą szerzej ocenić różnice w uporządkowaniu obiektów. Nietrudno sobie wyobrazić, że taka szersza perspektywa wydaje się niezbędna w przypadku porównań międzynarodowych, gdzie podobne poziomy np. współczynnika Giniego, nie muszą oznaczać jednakowej pozycji wszystkich grup dochodowych.

Porządek generowany przez krzywe Lorenza niekoniecznie musi pokrywać się z porządkiem dobrobytu społecznego w poszczególnych populacjach (krajach, regionach itp.)<sup>42</sup>. W przypadku, gdy badane zbiorowości charakteryzują się różnymi dochodami średnimi, należy wykorzystać tzw. uogólnioną funkcję Lorenza w postaci [Kot i in., 2004; Biernacki, 2006]:

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

Z twierdzenia Shorroksa [1983] wynika, że dobrobyt w populacji A będzie nie mniejszy niż w populacji B, jeśli uogólniona funkcja Lorenza dla kraju A dominuje uogólnioną funkcję Lorenza dla kraju B (tj. zachodzi:  $GL_A(p) \geq GL_B(p)$ ). Podobnie jak w przypadku zwykłych krzywych Lorenza wymaga to, aby uogólnione krzywe Lorenza nie przecinały się.

Podobnie jak w przypadku współczynnika Giniego i krzywej Lorenza, tak w przypadku uogólnionej krzywej Lorenza można zdefiniować miarę – tzw. indeks Sena<sup>43</sup> – służącą do porównywania rozkładów z punktu widzenia przeciętnego poziomu dochodów (płac) oraz ich nierówności w podziale [Kot, 2000]:

42 Porządek dobrobytu będzie pokrywał się z porządkiem generowanym przez krzywe Lorenza, jeśli porównywane krzywe nie będą się przecinać oraz oba rozkłady będą charakteryzować się tym samym średnim dochodem. Twierdzenie na ten temat sformułował A. Atkinson [por. Atkinson, 1970; Kot, 2012].

43 Indeks Sena należy do tzw. *skróconych funkcji dobrobytu* [zob. Kot, 2000]. Geometrycznie jest on równy podwojonemu polu powierzchni pod uogólnioną krzywą Lorenza. Do innych mierników tej klasy należy np. indeks Kakwaniego.

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

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

W badaniach nad nierównościami dochodów wykorzystywane są również klasyczne miary zmienności lub ich modyfikacje, w tym np. [Cowell, 2011, s. 23–30]:

- 1) wariancja:  $s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$ ,
- 2) klasyczny współczynnik zmienności:  $CV = \frac{\sqrt{s^2}}{\mu}$ ,
- 3) logarytmiczna wariancja:  $\vartheta_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ \ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \right]^2$ ,
- 4) wariancja logarytmów (*VarLog*):  $\vartheta_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ \ln(y_i) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(y_i) \right]^2$ ,
- 5) relacja dziewięćdziesiątego do dziesiątego percentyla<sup>44</sup>:  $\frac{P_{90}}{P_{10}}$ .

Warto podkreślić, że jak na tak prostą miarę, jaką jest klasyczny współczynnik zmienności, posiada on stosunkowo dobre własności postulowane względem miar nierówności.

Innym popularnym miernikiem wykorzystywanym do pomiaru nierówności dochodowych jest współczynnik Atkinsona, którego wykorzystywana w praktyce postać jest następująca [Atkinson, 1970; Kuszewski, 2008]:

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

gdzie:  $\varepsilon$  oznacza współczynnik awersji do nierówności, zaś  $y_i$  – dochód  $i$ -tej jednostki badanej zbiorowości.

Podobnie jak współczynnik Giniego, tak współczynnik Atkinsona jest miarą unormowaną. Przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1, gdzie 0 oznacza sytuację, w której dochód w danej zbiorowości jest już dzielony równo pomiędzy poszczególne jednostki. Jak zauważa A. Sen [2000, s. 117–123], miernik Atkinsona powinien być właściwie interpretowany w kategoriach procentowej straty ogólnej sumy dochodów, jaką można by zaakceptować, aby dzieląc ten dochód (już po uwzględnieniu straty) po równo między wszystkich, nie zmniejszyć dobrobytu społecznego. W gruncie rzeczy to różnica między dochodem bieżącym a ekwiwalentnym (po stracie) jest właśnie miernikiem nierówności Atkinsona. Sen krytykuje jednak podejście do budowy tego indeksu ze względu na to, iż miara Atkinsona wyprowadzona jest w oparciu o funkcje dobrobytu społecznego na zasadzie addytywności indywidualnych jednakowych funkcji efektów (użyteczności). Oznacza to, że przy ocenie dobrobytu nie dopuszcza się istotnych różnic między ludźmi w zakresie

<sup>44</sup> W praktyce można spotkać całą gamę innych wskaźników zróżnicowania, np. relację trzeciego i pierwszego kwartyla albo piątego i pierwszego decyla.

przekształcania *indywidualnego dochodu w jednostkowy dobrobyt*. Dodatkowo poziom awersji do nierówności występujący we wzorze przyjmowany jest najczęściej arbitralnie, co także bywa przedmiotem krytyki tego współczynnika<sup>45</sup>. Im wyższa jest jego wartość, tym wyższa waga przykładana jest do transferów w dolnej części rozkładu dochodów [Kot i in., 2004].

Dobre własności z punktu widzenia przedstawionych wcześniej aksjomatów prezentuje współczynnik Theila. W literaturze empirycznej dotyczącej analiz regionalnych jest on szczególnie często wykorzystywany do dekompozycji. W przypadku współczynnika Theila dekompozycja taka pozwala w sposób addytywny rozłożyć ogólny poziom nierówności dla kraju na zróżnicowanie wewnątrz- i międzyregionalne (w przeciwieństwie np. do indeksu Giniego, współczynnik Theila dekomponuje się bez żadnej reszty). Omawiana miara należy do grupy tzw. uogólnionych miar entropii zdefiniowanych następująco [Kuszeński, 2008; Cowell, 2011]:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

gdzie:  $\alpha$  jest parametrem przyjmującym wartości rzeczywiste. Dla  $\alpha = 0$  otrzymuje się miarę zwaną średnim odchyleniem logarytmicznym (z ang. *mean logarithmic deviation*), a dla  $\alpha = 1$  miara ta nosi nazwę współczynnika Theila. Odpowiednie formuły są następujące:

$$MLD = GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{\mu}{y_i}$$

$$Theil = GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \ln \left( \frac{y_i}{\mu} \right)$$

Parametr  $\alpha$  odgrywa rolę wagi przykładanej do różnych części rozkładu dochodów. Im wyższa jest wartość tego parametru, tym większa jest wrażliwość miary GE na wzrost zróżnicowania w górnych częściach rozkładu. Analogicznie im mniejsza jest  $\alpha$ , tym większa jest wrażliwość omawianej miary na zróżnicowanie w najuboższej części badanej populacji. Uogólniona miara entropii GE przyjmuje wartości z przedziału  $[0, +\infty]$ , gdzie 0 oznacza, że badany rozkład jest egalitarny (wraz ze wzrostem zróżnicowania wzrasta wartość miary GE). W przypadku współczynnika Theila maksymalną wartość (oznaczającą skoncentrowanie całego funduszu dochodów w rękach jednej jednostki) można obliczyć ze wzoru:  $n * \ln(n)$ .

45 W literaturze prezentowane są próby oszacowania wartości tego współczynnika np. poprzez zastosowanie teoretycznych rozkładów określonych dla zadanych klas funkcji użyteczności [por. Kot i in., 2004; Kot, 2012].

Uwzględniając rozważania przeprowadzone w tym podrozdziale, warto zaznaczyć powody, dla których przyjęto współczynnik Giniego jako miernik zróżnicowania płac w analizach prowadzonych w niniejszej pracy. Po pierwsze charakteryzuje się on łatwą interpretacją (w przeciwieństwie np. do współczynnika Theila), co nie jest bez znaczenia przy próbie oszacowania „optymalnej” jego wartości. Po drugie jest powszechnie używany w statystyce publicznej oraz w badaniach naukowych i relatywnie dobrze rozumiany. Po trzecie cechują go stosunkowo dobre własności jako miary zróżnicowania.

## 1.4. Charakterystyka wykorzystywanej bazy danych

W badaniach dotyczących rozkładów wynagrodzeń i dochodów w Polsce wykorzystuje się najczęściej trzy oficjalne bazy danych tworzone przez Główny Urząd Statystyczny na potrzeby statystyki publicznej<sup>46</sup>:

- 1) badanie budżetów gospodarstw domowych (BBGD),
- 2) badanie aktywności ekonomicznej ludności (BAEL),
- 3) badanie struktury wynagrodzeń według zawodów w październiku (BSW).

Porównanie informacji o wynagrodzeniach z powyższych badań zostało przeprowadzone m.in. w artykule P. Strawińskiego [2015]<sup>47</sup>. Jak zauważa autor wspomnianej pracy, wszystkie trzy badania różnią się celami i zakresami, więc niemożliwe jest bezpośrednie porównanie informacji statystycznej. W każdym z nich inna jest obserwowana populacja (np. gospodarstwo domowe dla BBGD, zaś pracownicy dla BSW), a także sposób doboru próby czy sam cykl przeprowadzania badania.

Do celów analizy przedstawionej w następnym podrozdziale oraz rozdziale 4 niniejszej monografii zostanie wykorzystana baza danych BSW utworzona na potrzeby badania struktury wynagrodzeń według zawodów w październiku, prowadzonego metodą reprezentacyjną [GUS, 2016]<sup>48</sup>. Dane zbierane są z częstotliwością

46 W publikacjach dotyczących wpływu nierówności dochodów na wzrost gospodarczy w ujęciu międzynarodowym najczęściej wykorzystuje się obecnie bazy World Income Inequality Database (WIID) oraz Standardized World Income Inequality Database (SWIID), którą opracował F. Solt [2020]. Porównanie i ocena tych baz została przeprowadzona przez S.P. Jenkinsa [2015].

47 P. Strawiński [2015, s. 434] pisze, że „[...] są to zbiory publicznie dostępnych danych jednostkowych”. Faktycznie opracowania tych zbiorów są dostępne bezpłatnie na stronie GUS, jednak otrzymanie samej bazy danych jednostkowych do własnych obliczeń wiąże się z opłatami i formalnościami w GUS.

48 Badanie przeprowadzane jest z wykorzystaniem formularza GUS z oznaczeniem Z-12. Formularz ten dostępny jest na stronie internetowej GUS [Z-12. *Sprawozdanie o strukturze wynagrodzeń według zawodów*, <http://form.stat.gov.pl/formularze/2017/passive/Z-12.pdf> (dostęp: 7.08.2017)].

dwuletnią. Baza w latach 2006, 2008, 2010, 2012 oraz 2014 zawiera nieidentyfikowalne dane jednostkowe dotyczące pełnozatrudnionych i niepełnozatrudnionych osób, które przepracowały cały miesiąc objęty badaniem (miesiącem tym był październik). Dane o wynagrodzeniach prezentowane są w przeliczeniu na pełny wymiar czasu pracy (23 dni robocze). Badanie przeprowadzone zostało wśród podmiotów gospodarki narodowej, które zatrudniały powyżej 9 osób<sup>49</sup>. Badanie dla lat 1999, 2001, 2002, 2004 obejmowało podmioty o liczbie zatrudnionych powyżej 5 osób oraz dotyczyło tylko pełnozatrudnionych<sup>50</sup>. W przypadku analizowanego szerzej w następnym podrozdziale roku 2014 w próbie znalazło się ok. 730,5 tys. wylosowanych pracowników (pracujących w ok. 18 tys. podmiotów). W celu uogólnienia wyników zastosowano odpowiednie wagi, które uwzględniają niekompletność badania (wynikającą np. z odmowy udzielenia odpowiedzi przez jednostki wylosowane)<sup>51</sup>.

Wybór takiej bazy można umotywić faktem, iż zawarte w niej dane o wynagrodzeniach pochodzą bezpośrednio z systemu księgowego jednostki sprawozdawczej, a nie są deklarowane przez samych badanych, jak w przypadku BAEL oraz BBGD. Zdarza się bowiem, iż respondenci ukrywają swoje faktyczne dochody lub wydatki, gdyż nie chcą wykazywać tych, które pochodzą z nielegalnych źródeł (szara strefa) albo są przeznaczane np. na alkohol, narkotyki i prostytucję [The World Bank, 2005]. Jak zauważa E. Aksman [2010, s. 228], znaczne zaniżanie dochodów występuje nawet wtedy, gdy pochodzą one z zupełnie legalnego źródła i w przypadku BBGD jest potęgowane przez nadreprezentatywność grup o niskich przychodach. Z kolei osoby o najwyższych dochodach mogą nie ujawniać ich faktycznej wysokości w obawie przed identyfikacją. Kolejne utrudnienie wynika z tego, że w BBGD badany jest rozkład względem gospodarstw domowych, a nie rozkład względem danej osoby, która faktycznie otrzymuje dochód. Następny argument dotyczy tego, że dane o wynagrodzeniach w BSW, w przeciwieństwie do BBGD oraz BAEL, prezentowane są w ujęciu brutto. Co, jak się wydaje, jest lepszym miernikiem, gdyż wynagrodzenia proponowane w czasie rozmów kwalifikacyjnych, w ogłoszeniach o pracę oraz na umowach są wyrażone właśnie w kategoriach brutto. Jak zauważa P. Strawiński [2015, s. 440], ze względu na konstrukcję systemu podatkowego nie istnieje funkcja, która w sposób jednoznaczny transformowałaby dochody z ujęcia brutto na ujęcie netto<sup>52</sup>.

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

50 Brakujące lata aproksymowano za pomocą średniej arytmetycznej. Dla aproksymacji zróżnicowania płac w roku 2015 wykorzystano informacje otrzymane od pracownika GUS, mgr. A.M. Piwowarczyka, któremu należą się najszczersze podziękowania.

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

52 E. Aksman [2010, s. 228] zauważa, że w przypadku BBGD informacje o składkach na poczet PIT są zaniżone, dlatego przy przechodzeniu pomiędzy ujęciem netto a brutto autorka wykorzystywała podejście symulacyjne.

Sama potrzeba wykorzystania nieidentyfikowalnych danych jednostkowych wynika z tego, że w publikacjach stanowiących opracowanie wyników badań BSW, BBGD oraz BAEL nie prezentuje się informacji na temat zróżnicowania płac w ujęciu przestrzennym. Dlatego, aby przeprowadzić analizę dysproporcji płac w podziale na 16 województw<sup>53</sup> (poziom NUTS-2), należy wykorzystać mikro-dane do wyznaczania odpowiednich indeksów nierówności. Za podstawową kategorię analizy przyjęto miesięczne wynagrodzenia ogółem brutto za październik w danym roku<sup>54</sup>. Przytoczone argumenty nie oznaczają, że dane z BSW nie mają żadnych wad. Dla przykładu badanie BSW uwzględnia tylko płace i tylko z jednego miejsca pracy oraz nie uwzględnia osób samozatrudnionych i, jak wcześniej wspomniano, mniejszych firm. Podobnie jest w przypadku badania BAEL, gdzie również nie są uwzględnione wszystkie miejsca pracy oraz osoby samozatrudnione [zob. Strawiński, 2015]. Dodatkowo, jak zauważa P. Strawiński [2015, s. 441], w BAEL występuje wspomniany problem nieujawniania wysokości zarobków przez lepiej zarabiających (powyżej średniej dla sektora przedsiębiorstw). Aczkolwiek wydaje się, że nie ma danych, które byłyby zupełnie wolne od tego problemu. Nawet w przypadku danych pochodzących z oficjalnych rejestrów księgowych istnieje szansa, że pracownik otrzymuje część swojego wynagrodzenia „pod stołem”, dzięki czemu przedsiębiorstwo nie musi odprowadzać obciążeń z tytułu pełnej kwoty.

Obliczenia zostaną wykonane przy pomocy procedur napisanych dla oprogramowania statystycznego STATA: *lorenz* [Jann, 2016], *conindex* [O'Donnell i in., 2016], *ineqdeco*<sup>55</sup> oraz autorskich programów napisanych w języku Excel VBA.

## 1.5. Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania płac w Polsce

Na rysunku 1.3 przedstawiono krzywe Lorenza wykreślone dla 16 polskich województw i obrazujące regionalne zróżnicowanie płac brutto w 2014 roku. Jak już zostało wspomniane, przy dokonywaniu porównań należy zwrócić uwagę, czy krzywe te się nie przecinają. Większą przejrzystość przebiegu krzywych można uzyskać, wykreślając osobno wszystkie dostępne pary porównań. Taki zabieg

53 Jest to najniższy możliwy poziom dezagregacji przestrzennej, na którym rozpatrywana próba jest reprezentatywna [GUS, 2016, s. 10]. Dodatkowo, zgodnie z informacją przekazaną przez GUS z dnia 5.07.2016, dane dotyczące BBGD w ujęciu wojewódzkim dostępne są jedynie od 2005 roku.

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

55 S.P. Jenkins, *Help for ineqdeco*, *ineqdec0*, <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/i/ineqdeco.html> (dostęp: 19.08.2017).

wiązałyby się jednak z przygotowaniem aż 120 rysunków. Z tego względu w tabeli 1.3, poniżej głównej przekątnej, przedstawiono krotności przecięć krzywych Lorenza pomiędzy poszczególnymi regionami.

Analizując uzyskane wyniki, można łatwo zauważyć, iż nie w każdym przypadku możliwe jest określenie porządku dominacji w sensie Lorenza, a tym samym uporządkowanie województw pod względem poziomu nierówności<sup>56</sup>. Jednoznacznie porządek taki udało się wskazać dla ok. 76,7% wszystkich możliwych porównań. Jedynie w przypadku województwa mazowieckiego krzywa Lorenza nie przecinała się z żadną inną i jednocześnie była najniżej położoną. Na tej podstawie można stwierdzić, iż region ten charakteryzował się największym poziomem nierówności płac w badanym roku. Stosunkowo jednoznaczny porządek uzyskano również dla województwa dolnośląskiego. Krzywa dla tego regionu była położona wyżej niż w przypadku województwa mazowieckiego, ale niżej niż pozostałe krzywe (ranking ten jest jednak niejasny względem województwa pomorskiego). Najbardziej niekonkluzywne wyniki uzyskano przy porównywaniu krzywych dla województw kujawsko-pomorskiego oraz lubuskiego (najwyżej położona krzywa), gdzie odnotowano odpowiednio 7 oraz 6 przypadków, w których niemożliwe było ustalenie porządku dominacji. Stwierdzono więc, że w województwie lubuskim nierówności płac w 2014 roku były mniejsze niż np. wielkopolskim, śląskim czy łódzkim. Jednak bez przyjęcia dodatkowych założeń nie można tego stwierdzić w przypadku porównania np. z województwami warmińsko-mazurskim, podkarpackim oraz lubelskim.

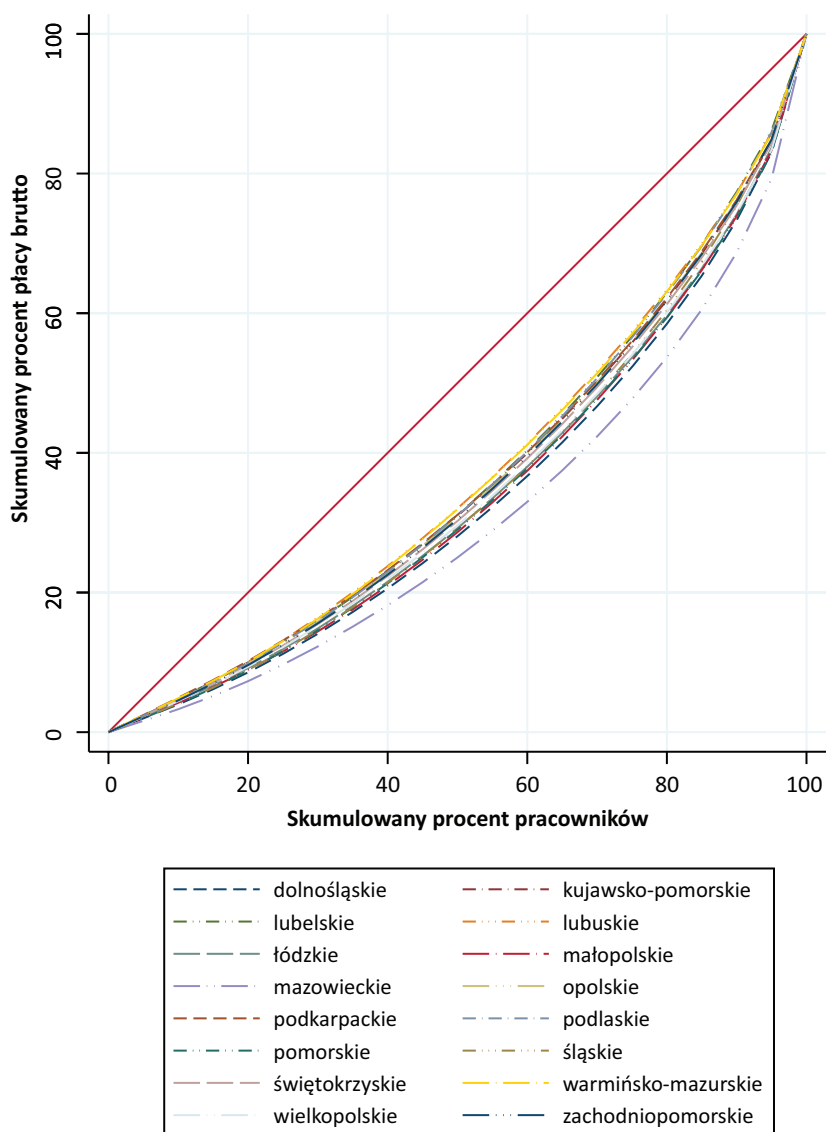
Nawet jeśli analiza z wykorzystaniem krzywych Lorenza pozwoliłaby wyznaczyć jednoznaczny ranking poziomu zróżnicowania płac, to nadal nierozwiązany pozostaje problem różnic w poziomie wynagrodzeń przeciętnych pomiędzy regionami. Zazwyczaj przy niższych poziomach nierówności obserwuje się niższe poziomy przeciętnej wartości dochodu. W przypadku polskich województw w 2014 roku, współczynnik korelacji liniowej pomiędzy zróżnicowaniem płac (mierzonym za pomocą współczynnika Giniego) a średnią płacą w danym regionie wyniósł ok. 0,95 (po usunięciu woj. mazowieckiego było to ok. 0,89). A.F. Shorrocks [1983, s. 6] jako rozwiązanie powyższych problemów proponuje użycie opisywanych wcześniej uogólnionych krzywych Lorenza.

Na rysunku 1.4 przedstawiono uogólnione krzywe Lorenza dla wszystkich analizowanych regionów. Podobnie jak w poprzednim przypadku, ustalenie liczby przecięć tylko na tej podstawie wydaje się stosunkowo uciążliwe, tak więc dla łatwiejszej interpretacji wyników w tabeli 1.3, powyżej głównej przekątnej, umieszczono krotności przecięć opisywanych krzywych.

Jak się okazuje, przypadków przecinania się uogólnionych krzywych Lorenza jest relatywnie więcej niż przed uwzględnieniem średnich poziomów płac. W ok. 56,7% wszystkich porównań pomiędzy parami regionów odnotowano co najmniej jedno przecięcie się krzywych. Najmniejszą liczbą przecięć cechowało

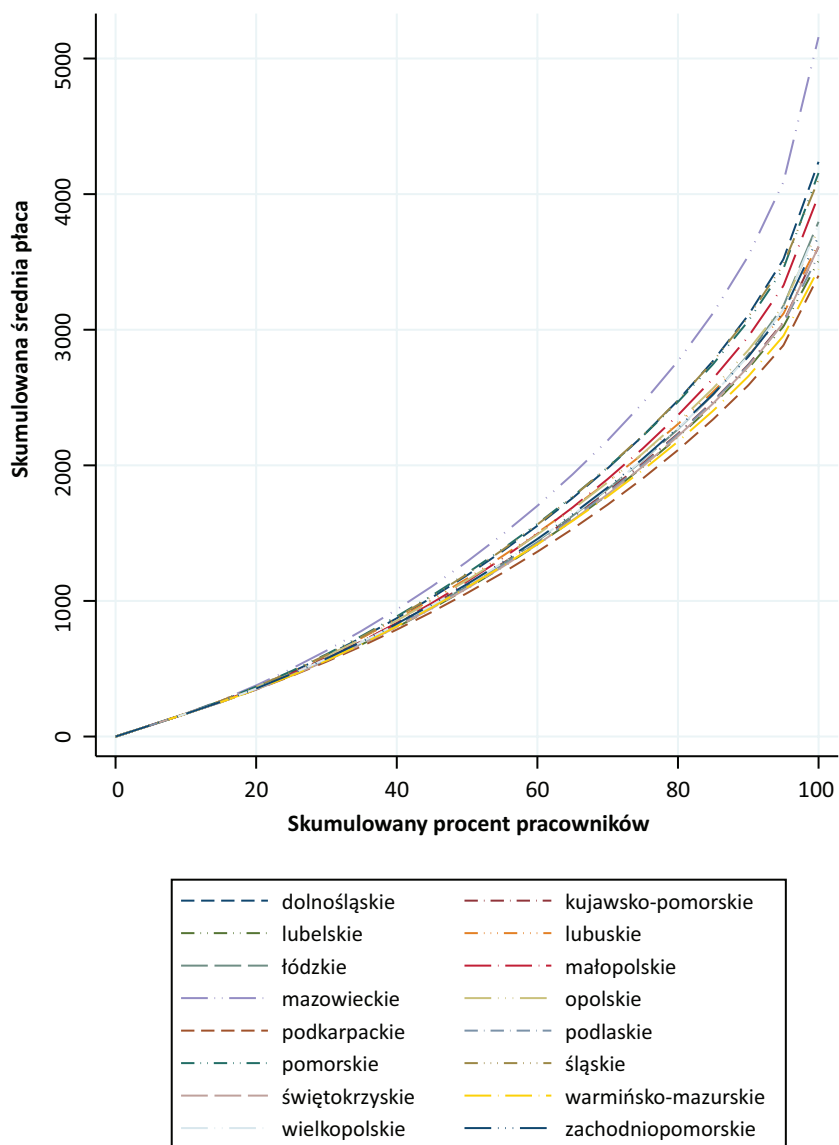
56 Taka sytuacja jest niestety relatywnie często spotykana w praktyce [por. Shorrocks, 1983].

się województwo podkarpackie, dla którego uogólniona krzywa Lorenza położona była najniżej (sugeruje to najniższy poziom dobrobytu). W przypadku omawianego regionu brak możliwości jednoznacznego porównania stwierdzono tylko względem województwa świętokrzyskiego, dla którego krzywa przecinała się z wszystkimi pozostałymi.



**Rysunek 1.3.** Regionalne krzywe koncentracji Lorenza dla płac w 2014 roku

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych GUS.



**Rysunek 1.4.** Regionalne uogólnione krzywe koncentracji Lorenza dla płac w 2014 roku

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych GUS.

**Tabela 1.3.** Krotności wzajemnych przecięć krzywych Lorenza (poniżej głównej przekątnej) oraz uogólnionych krzywych Lorenza (powyżej głównej przekątnej)

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

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych GUS.

W tabeli 1.4 przedstawiono wartość średnią, miary zróżnicowania płac oraz wartość indeksu Sena w 2014 roku uzyskane dla wszystkich 16 województw. Jak zauważają w swoim artykule J. Davies i M. Hoy [1995], gdy krzywe Lorenza przecinają się, zawsze można znaleźć miarę nierówności, która da uporządkowanie niezgodne z porządkiem wygenerowanym przez inną miarę<sup>57</sup>. Podobna sytuacja występuje w przypadku przecinania się uogólnionych krzywych Lorenza. S.M. Kot [2000] sugeruje wykorzystanie indeksu Sena jako miary, która pozwala na otrzymanie rankingu względem poziomu dobrobytu. Bliższa analiza uzyskanych wyników pozwala jednak stwierdzić, że zarówno współczynnik Atkinsona (przy założeniu różnej awersji do nierówności), współczynnik Giniego, stosunek dziewięćdziesiątego do dziesiątego percentyla, miary uogólnionej

<sup>57</sup> Właściwości popularnych miar nierówności oraz konsekwencje przyjęcia różnych założeń co do funkcji użyteczności analizuje chociażby A.B. Atkinson [1970].

entropii oraz indeks Sena porządkują regiony w relatywnie zgodny sposób<sup>58</sup>. Niemniej jednak znaczące różnice pomiędzy miarami nierówności a indeksem Sena uzyskano m.in. dla województw: lubuskiego, łódzkiego oraz świętokrzyskiego.

**Tabela 1.4.** Średnia płaca, miary nierówności płac oraz indeks Sena w podziale na województwa w 2014 roku

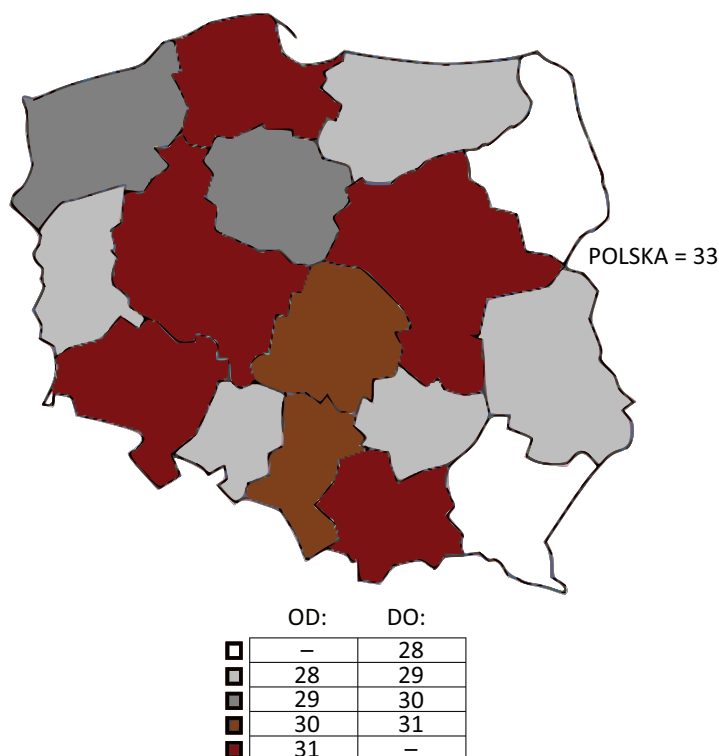
| Województwa              | Średnia  | Gini    | MLD        | Theil                | A(0,5) | A(1)     | A(2)    | P90/<br>P10 | IS   |
|--------------------------|----------|---------|------------|----------------------|--------|----------|---------|-------------|------|
| dolnośląskie             | 4238     | 0,327   | 0,171      | 0,200                | 0,088  | 0,157    | 0,260   | 4,18        | 2852 |
| kujawsko-pomorskie       | 3611     | 0,282   | 0,128      | 0,151                | 0,067  | 0,120    | 0,201   | 3,25        | 2594 |
| lubelskie                | 3507     | 0,273   | 0,118      | 0,132                | 0,060  | 0,112    | 0,193   | 3,39        | 2549 |
| lubuskie                 | 3635     | 0,265   | 0,114      | 0,133                | 0,059  | 0,108    | 0,185   | 3,17        | 2672 |
| łódzkie                  | 3796     | 0,309   | 0,153      | 0,179                | 0,079  | 0,142    | 0,235   | 3,83        | 2623 |
| małopolskie              | 3990     | 0,317   | 0,161      | 0,190                | 0,083  | 0,149    | 0,246   | 3,94        | 2726 |
| mazowieckie              | 5157     | 0,383   | 0,237      | 0,284                | 0,121  | 0,211    | 0,333   | 5,19        | 3184 |
| opolskie                 | 3742     | 0,283   | 0,129      | 0,151                | 0,067  | 0,121    | 0,205   | 3,39        | 2682 |
| podkarpackie             | 3398     | 0,278   | 0,124      | 0,149                | 0,065  | 0,117    | 0,195   | 3,18        | 2454 |
| podlaskie                | 3548     | 0,275   | 0,121      | 0,137                | 0,062  | 0,114    | 0,196   | 3,36        | 2571 |
| pomorskie                | 4156     | 0,315   | 0,161      | 0,201                | 0,085  | 0,149    | 0,245   | 3,86        | 2846 |
| śląskie                  | 4106     | 0,306   | 0,149      | 0,166                | 0,075  | 0,138    | 0,236   | 3,99        | 2850 |
| świętokrzyskie           | 3614     | 0,292   | 0,137      | 0,162                | 0,071  | 0,128    | 0,214   | 3,45        | 2560 |
| warmińsko-<br>-mazurskie | 3446     | 0,267   | 0,115      | 0,133                | 0,060  | 0,109    | 0,186   | 3,23        | 2525 |
| wielkopolskie            | 3777     | 0,304   | 0,149      | 0,180                | 0,078  | 0,139    | 0,228   | 3,62        | 2628 |
| zachodniopomorskie       | 3687     | 0,287   | 0,132      | 0,152                | 0,068  | 0,124    | 0,210   | 3,49        | 2629 |
| Dekompozycja – Gini      | składowa | wartość | udział (%) | Dekompozycja – Theil |        | składowa | wartość | udział (%)  |      |
|                          | $G_w$    | 0,036   | 11,01      |                      |        | $T_w$    | 0,199   | 95,22       |      |
|                          | $G_B$    | 0,074   | 22,63      |                      |        | $T_B$    | 0,010   | 4,78        |      |
|                          | $G_R$    | 0,217   | 66,36      |                      |        | –        | –       | –           |      |
| Polska                   | razem    | 0,327   | 100,00     | Polska               |        | razem    | 0,209   | 100,00      |      |

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych GUS.

W dolnej części tabeli 1.4 dodatkowo zawarto wyniki dekompozycji współczynnika Giniego ze względu na analizowane regiony. Wartość rozpatrywanej miary dla Polski ogółem w 2014 roku wyniosła ok. 0,327. Wkład nierówności wewnątrz analizowanych regionów wyniósł ok. 11,01%. Nierówności między poszczególnymi województwami (przy założeniu, że każdy z pracowników otrzymywał płacę na poziomie średniej płacy w danym regionie) stanowiły ok. 22,63% całkowitej

58 Regiony porangowano ze względu na wszystkie miary, a następnie obliczono współczynnik zgodności Kendalla, którego wartość wyniosła ok. 0,92 (p-val ~ 0,00). Pozwoliło to na odrzucenie hipotezy zerowej i przyjęcie hipotezy alternatywnej mówiącej o tym, że rankingi generowane przez poszczególne miary są ze sobą zgodne.

wartości miernika. Stosunkowo duża reszta (ok. 66,36%) jest efektem występowania tzw. *re-ranking effect* wywołanego przejściem z rozkładu wewnątrz poszczególnych grup do ogólnego rozkładu płac w Polsce [por. Graca-Gelert, 2016; Jędrzejczak, 2011]. Znacznego udziału reszty w dekompozycji można było się spodziewać, gdyż we wszystkich województwach występuje ta sama płaca minimalna (w 2014 roku wyniosła ona 1680 zł oraz 1344 zł w pierwszym roku pracy), stąd też rozkłady nakładają się na siebie lewostronnie. Ze względu na opisywany efekt wykorzystano również dekompozycję wskaźnika Theila. Wyniki pokazują, że za ok. 95% różnicowania płac na poziomie kraju odpowiada różnicowanie wewnątrz województw. Wydaje się, że jest to dobry argument za tym, aby w szeroko pojętych analizach regionalnych uwzględniać zarówno aspekt międzyregionalny, jak i wewnątrzregionalny.



**Rysunek 1.5.** Przeciętny poziom różnicowania płac w województwach w okresie 1999–2015 (mierzony współczynnikiem Giniego, w %)

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych GUS.

Na rysunku 1.5 przedstawiono przeciętne poziomy różnicowania płac w układzie wojewódzkim obliczone dla okresu 1999–2015. Podobnie jak poprzednio prezentowane wielkości odnoszą się do współczynnika koncentracji Giniego dla płac brutto. Przeciętne różnicowanie płac w Polsce w latach 1999–2015 wyniosło

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 zróżnicowanego poziomu zaawansowania technologicznego (poziomu innowacji oraz stopnia ich dyfuzji) działalności gospodarczej w poszczególnych regionach kraju. W każdym z tych regionów istnieje frakcja pracowników nisko kwalifikowanych, opłacanych zazwyczaj po stawce wyznaczonej przez płacę minimalną. W większości firm zatrudniani są przecież dozorca, portierzy oraz ochroniarze itd. W regionach cechujących się szybszą absorpcją technologii tworzony jest klimat dla pracowników ambitnych z wysokim poziomem kapitału ludzkiego (a także poprzez pozytywne sprzężenie zwrotne – szybszym tempem jego tworzenia). Otrzymują oni zazwyczaj znacznie wyższe niż przeciętnie wynagrodzenia. Tworzy to klimat prowadzący do wzrostu wewnątrzregionalnych nierówności. W przypadku województwa mazowieckiego wzrost ten jest dodatkowo potęgowany obecnością miasta stołecznego (ministrowie i wysocy rangą urzędnicy państwowi). W Warszawie ulokowane są też centra dużych firm. Wysokie zarobki ich dyrektorów i managerów również będą wpływać na ogólną wewnątrzregionalną polaryzację płac.

## 1.6. Podsumowanie

Pomimo że w niniejszej monografii jako podstawę analiz wykorzystano zróżnicowanie wynagrodzeń pomiędzy pracownikami, to w rozdziale 1 starano się zaznaczyć, iż problem nierówności sięga znacznie głębiej poza proste stwierdzenie, że dochód osoby X różni się od dochodu osoby Y o wielkość czy udział Z. Stopień dyspersji dochodów czy płac może w znaczącym stopniu wpływać na kapitał ludzki oraz społeczny i odwrotnie. Te z kolei są ważnymi czynnikami determinującymi zarówno wzrost gospodarczy, jak i produktywność [zob. Isaksson, 2007; Grafton, Knowles, Owen, 2002; He, Xu, 2019; Batóg, 2007; J.J. Sztaudynger, 2005]. Prowadzi to do stwierdzenia, że jednym z możliwych kanałów oddziaływania nierówności zarówno na poziom produktywności, jak i wzrost gospodarczy jest kanał pośredni poprzez zmiany poziomu czy stopy akumulacji wspomnianych wcześniej form kapitału. Same nierówności jawią się zatem jako silnie endogeniczne i pełne sprzężeń zwrotnych. Jak np. nierówności mogą być indykatorem kapitału społecznego, tak istniejąca siła więzi społecznych kształtuje stosunki płacowe (np. brak zaufania do obcokrajowców, który utrudnia im znalezienie dobrze płatnej pracy). Same nierówności dochodowe (płacowe) z kolei wynikają nie tylko ze struktury wytwórczej, stopnia transferu i zaawansowania technologicznego gospodarki,

polityki społecznej i stopnia jej transferu, różnic w kapitale ludzkim oraz pozycji społecznej. Poziom nierówności jest także wynikiem zaszczości kulturowych czy w końcu działania efektu prestiżu albo zazdrości.

W przypadku krzywych Lorenza oraz uogólnionych krzywych Lorenza występuje często pojawiający się w badaniach empirycznych problem przecinania się tych krzywych. Problem ten dotyczył również badania przedstawionego w podrozdziale 1.5. Jak się jednak okazuje, wybrane miary nierówności prezentowały relatywnie spójne wnioski odnośnie porządku poszczególnych rozkładów płac w polskich województwach w 2014 roku. Wnioski te są o tyle istotne, że do badania wpływu zróżnicowania wynagrodzeń na poziom TFP w rozdziale 4 wykorzystano współczynnik Giniego. Pojawiła się więc obawa, że inne miary mogłyby zupełnie inaczej porządkować poszczególne regiony względem zróżnicowania płac.

Zdecydowanie najwyższy poziom nierównomierności rozkładu płac w badanym roku występował w województwie mazowieckim (ok. 0,383). Wykorzystując interpretację podaną przez S.M. Kota [2000, s. 114], można powiedzieć, że przeciętna bezwzględna różnica pomiędzy płacami losowo wybranej pary pracowników stanowi ok. 76,6% płacy średniej w tym regionie. W badanym roku płaca najbiedniejszej osoby z 10% pracowników o najwyższej płacy była tam ok. 5,19 razy wyższa niż płaca najbogatszej osoby z 10% pracowników o najniższej wartości tej cechy. Współczynnik Atkinsona (przy założeniu  $\varepsilon = 0,5$ ) na poziomie ok. 0,121 oznacza, że osiągnięcie rozkładu egalitarnego bez zmniejszania poziomu dobrobytu byłoby możliwe przy poświęceniu ok. 12,1% łącznego funduszu płac<sup>59</sup>. Do regionów o relatywnie dużym poziomie nierówności można zaliczyć również województwa: dolnośląskie, śląskie, pomorskie oraz małopolskie. Porządkowanie rozkładów płac ze względu na wartość indeksu Sena umieszczało na dole ranking województwa: lubelskie, warmińsko-mazurskie oraz podkarpackie (region o najniższej wartości indeksu). Porządek według kryterium współczynnika Giniego na ostatnim miejscu umieszczał województwo lubuskie (Gini ok. 0,265). W przypadku średniego poziomu zróżnicowania płac mierzonego współczynnikiem Giniego (dla okresu 1999–2015) zdecydowanie najniższe zróżnicowanie płac występowało w województwach śląskim, wschodnim oraz lubuskim i opolskim. Najwyższą polaryzację płac, podobnie jak dla roku 2014, odnotowano dla województw: mazowieckiego, dolnośląskiego, pomorskiego, małopolskiego oraz wielkopolskiego.

Wyniki analiz przeprowadzonych w niniejszym rozdziale sugerują, że w przypadku polskich regionów popularne miary nierówności porządkują regiony relatywnie spójnie (pomimo przecinających się krzywych Lorenza). Można więc założyć, że zasadne jest wykorzystanie współczynnika Giniego jako podstawowego indeksu zróżnicowania płac dla modeli w rozdziale 4. Co więcej wspomniany indeks charakteryzuje się prostą interpretacją i dobrymi własnościami

59 Naturalnie zwiększenie współczynnika awersji do nierówności zwiększy tę kwotę. Alternatywnie można powiedzieć, że osiągnięcie tego samego poziomu dobrobytu przy założeniu rozkładu egalitarnego byłoby możliwe do osiągnięcia przy 87,9% łącznego funduszu płac z 2014 roku.

statystycznymi. Po pierwsze, w kontekście szacowania optymalnego zróżnicowania płac, wartość uzyskana na jego podstawie będzie posiadać zrozumiałą i jasną interpretację ekonomiczną (w przeciwieństwie np. do współczynnika Theila). Po drugie analiza zróżnicowania płac wykazała znaczące różnice w jego poziomach pomiędzy regionami. Sugeruje to konieczność podziału województw na kluby, gdyż mechanizm transmisji tego zróżnicowania na gospodarkę regionów może być odmienny. Po trzecie same nierówności dochodów (lub płac) jawią się jako istotne determinanty kapitału społecznego i wpływają na poziom szczęścia społeczeństwa. To z kolei może przekładać się na poziom wydajności pracowników. Spostrzeżenia te stanowią – przynajmniej częściowo – uzasadnienie do badania relacji rozważanych w rozdziale 4.

## Rozdział 2

# Wzrost gospodarczy oraz łączna produktywność czynników produkcji i ich związki z nierównościami dochodów

### 2.1. Wprowadzenie

Niniejszy rozdział ma na celu prezentację zagadnień związanych z potencjalnymi relacjami pomiędzy nierównościami dochodów i płac a wzrostem gospodarczym oraz poziomem i wzrostem produktywności. W literaturze wskazuje się, że relacja ta może zachodzić w obu kierunkach. Naturalne wydaje się, że wzrost ogólnej produktywności (mierzonej TFP) oraz jej zróżnicowania może przekładać się na zwiększoną polaryzację dochodów i płac. Sektory o wyższym poziomie zaawansowania technologii zazwyczaj oferują pracownikom wyższą premię za umiejętności i wiedzę. Przestrzenna koncentracja takich sektorów stanowi jedno z wyjaśnień regionalnych różnic w poziomach dyspersji wynagrodzeń. Dodatkowo nie wszystkie jednostki są w stanie (o ile w ogóle) absorbować innowacje i nowe technologie w tym samym tempie. Pracownicy, którzy wykazują szybsze tempo adaptacji oraz niższy jej koszt, zazwyczaj uzyskują relatywnie wyższe płace<sup>1</sup>. Drugim problem są sprzężenia pośrednie poprzez inne zmienne, które determinują zarówno łączną produktywność produkcji, jak i zróżnicowanie dochodów. Takim czynnikiem jest np. kapitał ludzki, którego wyższy poziom jest niezbędny do osiągnięcia wyższej produktywności, ale może też być czynnikiem napędzającym wzrost nierówności w społeczeństwie [zob. Sequeira, Santos, Ferreira-Lopes, 2017]<sup>2</sup>. Ze względu na charakter pracy i prezentowanego w rozdziale 4 badania empirycznego nacisk zostanie położony na kierunek relacji od nierówności dochodów i płac do wzrostu gospodarczego i poziomu produktywności.

---

1 Można spodziewać się, że w miarę upowszechniania się technologii różnice te będą się wyrównywać.

2 W literaturze rozważa się również relacje (o kształcie odwróconej litery „U”) pomiędzy poziomem rozwoju kraju, mierzonym dochodem per capita, a zróżnicowaniem dochodów, czyli krzywą S. Kuzneta [1955].

Na początku przedstawione zostaną podstawowe zagadnienia związane ze wzrostem gospodarczym, w tym model Solowa i model Mankiwa-Romera-Weila. W dalszej kolejności uwaga zostanie skupiona na przeglądzie koncepcji rozwoju regionalnego. Część z nich bowiem może wyjaśniać różnice produktywności pomiędzy regionami, a także wewnątrzregionalne różnice dochodów (np. koncepcja biegunów wzrostu). W kolejnym podrozdziale podjęty zostanie problem konwergencji gospodarczej. Pomimo iż hipoteza konwergencji nie jest wprost weryfikowana w pracy, to można przypuszczać, że zbliżenie dyspersji płac w regionach do poziomu optymalnego będzie co najmniej zapobiegać intensyfikacji procesu dywergencji (wewnątrz i – do pewnego stopnia – pomiędzy klubami). Dla przykładu można sobie wyobrazić, że jeśli dany region znacząco odbiega od swojego optimum (zakładając, że pozostałe regiony są blisko tej wartości), to zdecydowanie utrudni to proces doganiania. Na końcu przedstawiony zostanie obszerniejszy opis potencjalnych mechanizmów, które mogą stać za transmisją nierówności na wzrost gospodarczy, a także poziom produktywności wraz z przykładami i konkluzjami z badań empirycznych.

## 2.2. Teoretyczne podstawy modeli wzrostu gospodarczego

W najprostszym ujęciu wzrost gospodarczy definiowany jest jako „[...] proces powiększania podstawowych wielkości makroekonomicznych w gospodarce, a w szczególności proces powiększania produkcji w skali całej gospodarki” [Kwiatkowski, 2000, s. 280]. Z definicji bezpośrednio wynika, że proces ten ma charakter zmian ilościowych. Skutkiem jego występowania jest zwiększenie realnej produkcji (dóbr i usług) wytwarzanej w danej gospodarce [zob. Blanchard, 2017, s. 305]. Typowym miernikiem wzrostu gospodarczego jest tempo wzrostu produktu krajowego brutto (PKB) w cenach stałych. Jeśli okresem badania jest rok, to miara ta oznacza przyrost produkcji w danym roku odniesiony do poziomu produkcji w roku wyjściowym, np. poprzednim [zob. Kwiatkowski, 2000, s. 281].

Od pojęcia wzrostu gospodarczego należałoby odróżnić pojęcie rozwoju gospodarczego. Terminy te, choć ściśle ze sobą powiązane, nie stanowią synonimów. Rozwój gospodarczy jest bowiem pojęciem pojemniejszym. Oprócz zmian typowo ilościowych pociąga za sobą również zmiany o charakterze jakościowym (trudno mierzalnym lub niemierzalnym). Do tego rodzaju zmian zalicza się np. postęp techniczny i technologiczny, przekształcenia zarówno wewnątrz gospodarek, jak i pomiędzy nimi (zmiany strukturalne), ale także poprawę jakości kapitału ludzkiego (poszerzenie zasobów i ich struktury) oraz szeroko pojętej jakości życia [Batóg, 2010, s. 23–28]. W literaturze wysuwa się tezę, iż wzrost gospodarczy jest warunkiem koniecznym do osiągnięcia rozwoju gospodarczego. Teza ta ma jednak

coraz więcej przeciwników, w szczególności wśród propagatorów koncepcji zrównoważonego rozwoju [por. Jackson, 2009]. Wiąże to rozwój gospodarczy w bezpośredni sposób z takimi zjawiskami, jak np. poprawa stanu zdrowia społeczeństwa, poprawa jakości kształcenia, zwiększenie nacisku na ekologię oraz dobrostan środowiska przyrodniczego i społecznego czy przeobrażenia systemu prawnego w kierunku zwiększenia jego efektywności [Churski, 2005, s. 2]. Postuluje się więc, aby mierniki rozwoju gospodarczego wykraczały np. poza wielkość PKB w przeliczeniu na jednego mieszkańca bądź też na jednego zatrudnionego (które to są często wykorzystywane jako „miernik dobrobytu i rozwoju”).

W kontekście ekologii warto wspomnieć o silnie akcentowanym współcześnie drenażu zasobów naturalnych ponad możliwości restytucyjne środowiska. Polityka gospodarcza nastawiona na szybki wzrost może w przyszłości skutkować niższą jakością życia związaną chociażby z nieodwracalnymi zmianami klimatycznymi, głodem i chorobami (niższa oczekiwana długość życia). W literaturze mówi się o koncepcji *degrowth*. Definiuje się ją jako odpowiednie zmniejszenie albo spowolnienie wzrostu produkcji oraz konsumpcji, które powoduje zwiększenie dobrobytu ludzi oraz poprawę warunków środowiskowych – zarówno na poziomie globalnym, jak i lokalnym oraz w krótkim i długim okresie [Büchs, Koch, 2019, s. 156]. Oczywiście mogą pojawić się wątpliwości, czy świadome obniżenie tempa wzrostu nie spowoduje negatywnych reperkusji dla obecnego poziomu dobrostanu (szczęścia) społeczeństwa. Jednym z argumentów jest ten natury etycznej – czy nasza generacja ma wyłączne prawo do nieograniczonej eksploatacji zasobów Ziemi? Kolejnym argumentem jest opisywany w rozdziale 1 paradoks Easterlina. Innymi słowy, jeśli szczęście nie zależy od dochodu absolutnego (albo przynajmniej od pewnego jego poziomu), to nie ma przesłanek, by eksploatować zasoby naturalne ponad miarę.

K. Piech [2009, s. 160] do dorobku teorii wzrostu gospodarczego zalicza następujące teorie:

- 1) keynesowską,
- 2) neoklasyczną,
- 3) endogeniczną (tzw. nową),
- 4) realnego cyklu koniunkturalnego.

Charakter niniejszej pracy oraz prowadzonych w niej analiz stawia w centrum zainteresowania neoklasyczną i endogeniczną teorię wzrostu gospodarczego. Z tego powodu w dalszej części rozważań nacisk położony zostanie właśnie na tę teorię, pozostałe przedstawiając jedynie w zarysie.

Bazowym modelem, mającym swoją genezę w teorii Keynesa, jest model IS-LM-AD. Powstał on jako wypadkowa doświadczeń wielkiego kryzysu ekonomicznego (w latach 1929–1933), w wyniku czego jego charakterystyczną cechą jest podatność na fluktuacje [Piech, 2009, s. 161]. Na gruncie modelu źródeł takich fluktuacji można upatrywać w [Romer, 2000, s. 231]:

- 1) polityce fiskalnej,
- 2) polityce pieniężnej,

- 3) szokach popytowych (popycie inwestycyjnym),
- 4) przesunięciach w funkcji popytu na pieniądz,
- 5) zaburzeniach agregatowej podaży (w pełnej wersji IS-LM-AD).

Nazwa modelu pochodzi od trzech krzywych. Pierwsza z nich, tzw. krzywa IS, odzwierciedla tylko takie kombinacje stopy procentowej i produktu, przy których rynek towarowy jest w stanie równowagi (planowane i faktyczne wydatki na produkty są równe). Krzywa LM z kolei prezentuje te kombinacje produktu i stopy procentowej, które przy ustalonym poziomie cen zapewniają równowagę na rynku pieniężnym. Ostatnia krzywa (określana jako AD) jest niejako syntezą strony popytowej gospodarki i wyprowadzana jest z dwóch poprzednich (odwrotna zależność między ceną a produktem) [Romer, 2000, s. 223–229].

Modele realnego cyklu koniunkturalnego są przeznaczone do wyjaśniania egzogenicznych czynników prowadzących do wahań wzrostu gospodarczego. Cykl koniunkturalny w takich modelach nie ma charakteru deterministycznego, lecz stochastyczny. Szoki technologiczne są podstawowym czynnikiem oddziałującym na dynamikę gospodarki. Podobnie jak w modelu Solowa i innych modelach neoklasycznych, funkcja produkcji ma postać funkcji typu Cobba-Douglasa (ze stałymi efektami skali, nakładami kapitału, siły roboczej i technologii). W modelach realnego cyklu próbuje łączyć się wahania produkcji o charakterze krótkoterminowym z długookresowymi mechanizmami wzrostu gospodarczego [Piech, 2009, s. 169].

Większość rozważań na temat neoklasycznej teorii wzrostu gospodarczego, jak stwierdza Romer, swoją bazę buduje na modelu Solowa (nazwanym również modelem Solowa-Swana). Wykorzystuje on tzw. neoklasyczną funkcję produkcji, którą w ogólnej postaci można zapisać jako [Blanchard, 2017, s. 370; Acemoglu, 2009, s. 28, 58–59; Romer, 2000, s. 26]:

$$Y(t) = F[K(t), A(t), L(t)]$$

gdzie:  $K$  – kapitał,  $L$  – siła robocza,  $A$  – wiedza (miara technologii, TFP albo, jak w niniejszej pracy, efektywności i zaangażowania pracownika).

Wprowadzenie postępu technicznego do przedstawionej powyżej funkcji produkcji może się odbyć na trzy różne sposoby. Po pierwsze może on wspomagać pracę (postęp neutralny w sensie Harroda). Po drugie może on wspomagać kapitał (postęp w sensie Solowa). Po trzecie może być neutralny w sensie Hicksa. Tak przyjęta postać funkcji produkcji implikuje, że produkt może zmieniać się w czasie tylko wtedy, gdy zmieni się któryś z nakładów czynników produkcji (praca, kapitał lub gdy wzrasta zasób wiedzy).

W funkcji produkcji przyjmuje się kilka istotnych założeń. W pierwszej kolejności mówi się o stałych efektach skali. Formalnie warunek ten może być zapisany następująco (przyjmując dla przykładu postęp techniczny w sensie Harroda) [Blanchard, 2017, s. 371; Romer, 2000, s. 26]:

$$F(cK, cAL) = cF(K, AL) \text{ oraz } c \geq 0$$

Warunek ten mówi, że jednocześnie zwiększenie ilości obu czynników produkcji  $c$ -krotnie, skutkuje  $c$ -krotnym przyrostem wielkości produkcji. Warto wspomnieć, że J.J. Sztudynger [2003, s. 9; 2005, s. 12] podkreśla, że należy mówić nie o stałych, lecz o niezmiennych korzyściach skali. Wydaje się, że termin ten lepiej oddaje fakt, że bez względu na to, jak duża jest skala procesu produkcyjnego, to nie przyniesie to efektu w postaci np. rosnących korzyści w produkcji.

Przy spełnieniu powyższych założeń postać funkcji produkcji można zapisać w tzw. postaci intensywnej, uzależniającej produkt na jednostkę efektywnej pracy od kapitału na jednostkę efektywnej pracy (ponownie przyjmując postęp techniczny w sensie Harroda) [Blanchard, 2017, s. 372; Kawa, 2007, s. 8]:

$$y = f(k)$$

gdzie:  $y$  – produkt na jednostkę efektywnej pracy,  $k$  – kapitał na jednostkę efektywnej pracy.

Przy funkcji tej postaci spełnione są jeszcze dwa niezwykle istotne założenia. Po pierwsze krańcowy produkt kapitału na jednostkę efektywnej pracy będzie dodatni (pierwsza pochodna dodatnia). Zwiększenie kapitału na jednostkę efektywnej pracy będzie więc skutkowało dodatnim przyrostem produktu na jednostkę efektywnej pracy, lecz będą one coraz mniejsze (druga pochodna ujemna). Zależność ta znana jest jako prawo malejącej produkcyjności krańcowej. Drugim założeniem jest spełnienie warunków Inady. Mówią one tyle, że przy bardzo małym zasobie kapitału na jednostkę efektywnej pracy jego zwiększenie będzie skutkować bardzo dużym produktem krańcowym tego czynnika i na odwrót [Tokarski, 2008, s. 40–42].

Oprócz założeń dotyczących funkcji produkcji w modelu Solowa występują także inne założenia. W pierwszej grupie zebrane są tzw. założenia upraszczające. W modelu rozpatruje się gospodarkę zamkniętą bez udziału państwa. Produkowane jest tylko jedno dobro, a fluktuacje zatrudnienia nie występują. Zakłada się stałość stóp postępu technicznego, amortyzacji, oszczędności oraz wzrostu liczby ludności. W drugiej grupie czyni się założenia dotyczące tego, w jaki sposób zmieniają się w czasie siła robocza, kapitał oraz wiedza (zmiany następują w sposób wykładniczy, przy założeniu stałych stóp wzrostu) [Romer, 2000, s. 29–30].

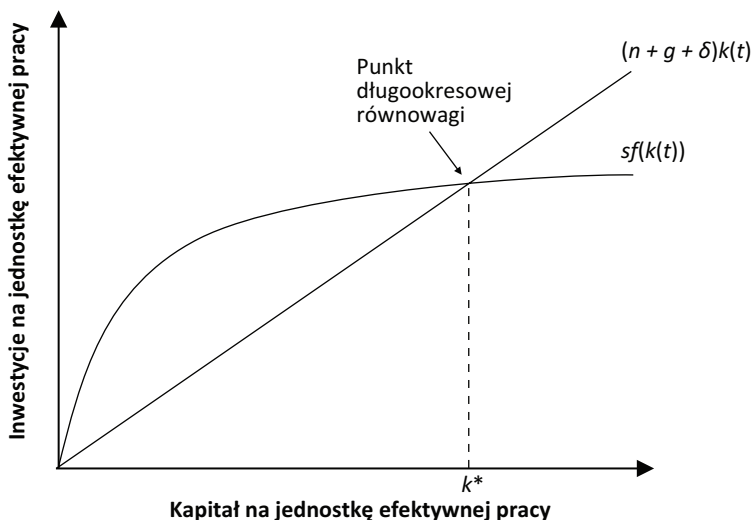
Biorąc pod uwagę te wszystkie warunki, można wyprowadzić esencję modelu Solowa, którą jest równanie akumulacji kapitału (na jednostkę efektywnej pracy) [Kawa, 2007, s. 8; Piech, 2009, s. 164; Romer, 2000, s. 31]:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + g + \delta)k(t)$$

gdzie:  $\dot{k}$  – przyrost kapitału na jednostkę efektywnej pracy,  $\delta$  – stopa deprecjacji kapitału,  $s$  – stopa oszczędności,  $n$  – stopa wzrostu siły roboczej,  $g$  – stopa wzrostu postępu technicznego (zasilającego pracę).

Pierwszy czynnik w równaniu ujmuje faktyczne inwestycje na jednostkę efektywnej pracy. Drugi zaś wyraża tzw. inwestycje restytucyjne (odtworzeniowe).

Ponieważ kapitał na jednostkę efektywnej pracy dąży do stanu, w którym obydwie czynniki są sobie równe, to gospodarka w modelu Solowa zmierza w kierunku ścieżki zrównoważonego wzrostu (równowagi długookresowej). W tym stanie stopa postępu technicznego (łącznej produktywności czynników produkcji) będzie warunkowała wzrost produkcji na pracownika oraz kapitału na pracownika. Z kolei poziomy kapitału na jednostkę efektywnej pracy oraz produkcji na jednostkę efektywnej pracy są stałe w czasie [zob. np. Blanchard, 2017, s. 378]. Interpretacja graficzna przedstawiona została na rysunku 2.1.



**Rysunek 2.1.** Graficzna prezentacja długookresowej równowagi w modelu Solowa

**Źródło:** opracowanie na podstawie D. Romer [2000, s. 32] oraz O. Blanchard [2017, s. 374].

W świetle przyjętych wcześniej założeń, na gruncie modelu Solowa, kraje, które charakteryzują się niższymi poziomami kapitału na jednostkę efektywnej pracy, będą wykazywać tendencję do szybszego wzrostu produktu na jednostkę efektywnej pracy. Dzieje się tak w efekcie wyższego tempa wzrostu wspomnianego kapitału na jednostkę efektywnej pracy. Tempo to będzie maleć, aż osiągnie wartość zero w punkcie równowagi długookresowej (stąd stały poziom tego kapitału w punkcie równowagi) [zob. np. Romer, 2000, s. 32]. Odwrotna sytuacja, utrzymując w mocy przytaczane wcześniej prawo malejącej produktywności krańcowej, dotyczyć będzie krajów (regionów) o wysokim poziomie kapitału na jednostkę efektywnej pracy. Kraje te będą cechować się niższym tempem w odniesieniu do omawianych kategorii. Nastąpi więc wyrównywanie się temp wzrostu kapitału na jednostkę efektywnej pracy w miarę zbliżania się do punktu równowagi długookresowej (podtrzymując modelowe założenia). Efekt ten nazywany jest konwergencją dochodową. Zakładając istnienie tylko jednego punktu równowagi (jednakowe postacie funkcyjne oraz wartości parametrów

dla wszystkich obszarów), można mówić o konwergencji absolutnej, w której szybkość zbieżności do stanu równowagi warunkowana jest jedynie początkowym poziomem kapitału [Batóg, 2010, s. 75–77].

Koncepcja warunkowej konwergencji dochodowej występuje, gdy różne kraje lub regiony charakteryzują się różnymi punktami równowagi. Istnienie odrębnych stanów długookresowej równowagi może wynikać z odmiennych stóp oszczędności. Na gruncie modelu Solowa przykładowe zwiększenie stopy oszczędności spowoduje przesunięcie krzywej  $sf(k)$  do góry i ustanowienie nowego punktu równowagi. W takim przypadku szybkość zbieżności kraju bądź regionu będzie uzależniona od jego odległości od tego punktu. Dopuszczalna jest możliwość, że kraje biedne będą cechować się niskimi wartościami *steady-state*. Jeśli nie zostaną podjęte żadne działania (np. nie napłynie dodatkowy kapitał zagraniczny), może nastąpić pogłębienie różnic pomiędzy krajami bogatymi a biednymi [Batóg, 2010, s. 102–103]. Definicje i rodzaje konwergencji przedstawione zostaną bliżej w dalszych podrozdziałach.

Funkcja produkcji w modelu Solowa (będąca powszechnie stosowaną w praktyce) może być funkcją typu Cobb-Douglasa [Acemoglu, 2009, s. 36–37; Kawa, 2007, s. 8]:

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

Bezpośrednim następstwem postaci funkcji Cobb-Douglasa jest to, iż charakteryzuje się ona niezbędnnością obu czynników produkcji (w procesie produkcji uczestniczą oba czynniki) oraz ich ograniczoną substytucyjnością. Ponieważ funkcja ta spełnia wszystkie omawiane wcześniej założenia, może przejść do jej postaci intensywnej (tym razem zakładając postęp techniczny neutralny w sensie Hicksa):

$$y = Ak^\alpha$$

W tym przypadku spełnienie restrykcji odnośnie malejącej produktywności krańcowej, stałych (niezmiennych) efektów skali oraz warunków Inady, również ma miejsce. Funkcję tę można podstawić do równania akumulacji kapitału i bezpośrednio wyznaczyć poziom kapitału na jednostkę efektywnej pracy w długookresowej równowadze modelu Solowa.

Model Solowa został jednak poddany pewnej krytyce. Zarzucano mu przede wszystkim egzogeniczność postępu technicznego. Było to o tyle problematyczne, że to właśnie w tym czynniku Solow upatrywał przyczyny wzrostu gospodarczego. Model nie objaśniał więc głównego czynnika wzrostu (czyli łącznej produktywności czynników produkcji), przyjmując, że *bierze się niczym manna z nieba*, albo *pochodzi od kosmitów* [Kawa, 2007, s. 9; Piech, 2009, s. 166]. W odpowiedzi na tę krytykę zaproponowano liczne modele rozszerzające model Solowa oraz endogenizujące stopę postępu technicznego.

Modelem, który uzupełnił model Solowa o kapitał ludzki, był model Mankiwa-Romera-Weila. Nadal nie endogenizował on jednak stopy postępu technicznego. Funkcja produkcji typu Cobba-Douglassa, rozszerzona o czynnik kapitału ludzkiego, jest postaci (zał. postępowanie techniczne w sensie Haroda) [Romer, 2000, s. 151]:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \text{ oraz } \alpha + \beta < 1, \alpha > 0, \beta > 0$$

gdzie:  $H$  – nakład kapitału ludzkiego.

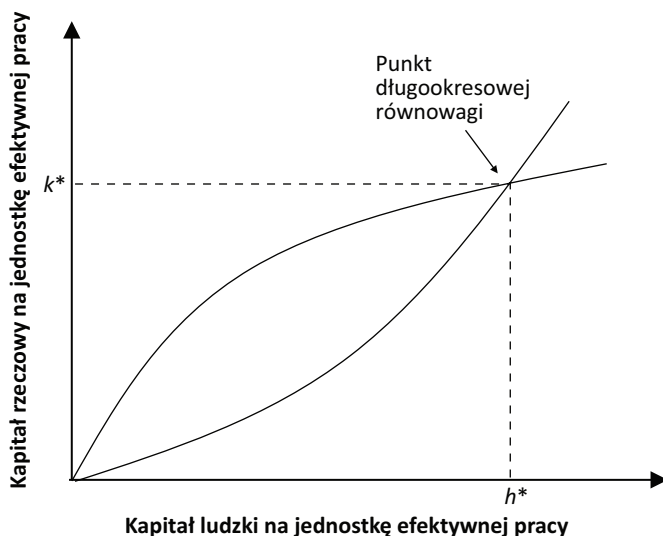
Przyrosty kapitału ludzkiego oraz kapitału fizycznego (na jednostkę efektywnej pracy) opisane są za pomocą poniższych równań [Kawa, 2007, s. 9]:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta_k) k(t)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta_h) h(t)$$

gdzie:  $h$  – kapitał ludzki na jednostkę efektywnej pracy oraz jego przyrost ( $\dot{h}$ ),  $s_h \in (0, 1)$  – stopa inwestycji w kapitał ludzki,  $s_k \in (0, 1)$  – stopa inwestycji w kapitał rzeczowy,  $\delta_h \in (0, 1)$  – stopa deprecjacji kapitału ludzkiego,  $\delta_k \in (0, 1)$  – stopa deprecjacji kapitału rzeczowego.

Model ten, podobnie jak model Solowa, wykazuje tendencję ku samoistnemu dążeniu do stanu długookresowej równowagi. Węzeł stabilny można otrzymać poprzez rozwiązanie prezentowanego powyżej układu równań różniczkowych [Tokarski, 2011, s. 206–208]. Jego graficzną interpretację zaprezentowano na rysunku 2.2.



**Rysunek 2.2.** Graficzna prezentacja długookresowej równowagi w modelu MRW

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie T. Tokarski [2011, s. 207].

Dalszym krokiem podczas próby wyjaśniania wzrostu gospodarczego były modele endogenizujące postęp techniczny. W modelach tych zakładano, że postęp nie bierze się znikąd, ale zależy w głównej mierze od decyzji inwestycyjnych. W najprostszym modelu zaproponowanym przez P. Romera założono stały zasób pracy, dodatni poziom technologii oraz kapitał (szeroko rozumiany) jako jedyny czynnik produkcji. W modelu tym trwały wzrost gospodarczy warunkowany był wzrostem stopy inwestycji oraz zwiększaniem wyjściowego poziomu łącznej produktywności czynników produkcji (np. poprzez poprawę infrastruktury) [Kawa, 2007, s. 13]. Zmienną określającą techniczne zaawansowanie procesu produkcji w modelu można zdefiniować jako pewien poziom kultury technicznej rosnący wraz ze wzrostem koncentracji kapitału na pracującego [Kaczorowski i in., 2009, s. 105–107].

### 2.3. Wzrost gospodarczy a rozwój regionalny

Analizę rozwoju gospodarczego można prowadzić w odniesieniu do różnych poziomów zagregowania przestrzennego (np. na poziomie krajów lub grup krajów). Współcześnie, również ze względu na zaobserwowane dysproporcje, szczególnego znaczenia nabierają badania w wymiarze regionalnym. Rozwojem regionalnym można nazwać proces trwałego wzrostu potencjału gospodarczego regionów, polepszania poziomu życia jego mieszkańców, a także nieustanną i systematyczną poprawę konkurencyjności regionów [Murzyn, 2010, s. 21–22].

R. Capello [2019, s. 3] zauważa, że podkreślanie aspektu terytorialnego w procesie działalności gospodarczej może się wydawać banalne. Niemniej jednak wybory dotyczące odpowiedniej lokalizacji przedsiębiorstw (podobnie jak w przypadku czynników produkcji) mogą stać się źródłem przewagi konkurencyjnej. Lokalizacja jest w tym sensie cennym zasobem. Nie sposób się nie zgodzić z takim podejściem. Chociażby różnice związane z jakością infrastruktury (w tym istnienie specjalnych stref ekonomicznych) w istotny sposób mogą wpływać na efektywność przedsiębiorstw – a tym samym na efektywność regionów.

Pojęcie regionu nie jest terminem jednoznacznie rozumianym i wywodzi się z łacińskiego słowa *regio*(-nis). Najogólniej regionem można nazwać zbiór obszarów graniczących ze sobą i wyróżnionych pod względem pewnych podobnych cech w stosunku do obszarów przyległych. Najczęściej za region przyjmuje się zwarty przestrzennie obszar charakteryzujący się [Korenik, 2011, s. 13–16]:

- 1) ukształtowanym zespołem sił wytwórczych,
- 2) powiązaniami zewnętrznymi i silniejszymi od nich powiązaniami wewnętrznymi,
- 3) specjalizacją,
- 4) podobnymi jednostkami elementarnymi wchodzącymi w jego skład,

- 5) stopniem domknięcia,
- 6) funkcjonowaniem co najmniej jednego ośrodka miejskiego (czynnik integrujący),
- 7) bliskością położenia poszczególnych elementów.

Źródła, z których wypływają teorie dotyczące rozwoju regionalnego, należy poszukiwać w ekonomii rozwoju gospodarczego. Dyscyplina ta sięga lat 40. XX wieku i powstała jako odpowiedź na problemy wynikające z pogłębiających się różnic pomiędzy krajami – doprowadzało to do coraz mocniejszego uwypuklenia podziału na państwa bogate i biedne. Przyczyn owych dysproporcji, ze względu na swoje rozmiary, nie można było wyjaśniać jedynie w kategoriach wyposażenia w czynniki produkcji czy poziomu techniki w danym kraju. Ekonomia rozwoju stara się odnajdywać optymalne dla krajów zacofanych ścieżki rozwoju, umożliwiające im osiągnięcie poziomu krajów rozwiniętych. Oczywiście z tym zagadnieniem wiąże się wiele problemów, takich jak np. koszty społeczne procesu doganiania oraz możliwość osiągnięcia tego stanu w skali ogółu państw (tzn. czy jest możliwe, aby wszystkie kraje zacofane wyszły z kręgu biedy?). Przedmiot zainteresowania ekonomii rozwoju można rozpatrywać również na poziomie regionalnym (ekonomia regionalna, geografia ekonomiczna) [zob. Piasecki, 2007, s. 15–31].

Ekonomia rozwoju gospodarczego ma swoje oparcie w ekonomii klasycznej oraz międzynarodowej teorii handlu. Należy tu wskazać chociażby teorię korzyści komparatywnych oraz koncepcję konwergencji. Ta pierwsza, zwana również teorią kosztów komparatywnych, została sformułowana przez Davida Ricardo (w 1817 roku) w pracy *Zasady ekonomii politycznej*. W odróżnieniu od merkantylizmu postulowała, że korzyści z wymiany międzynarodowej mogą być osiągnięte przez obie strony. Merkantylizm traktował handel między krajami jako grę o sumie wypłat zero. Cenne kruszce uważano za podstawę bogactwa, a eksport towarów był sposobem na jego pomnożenie. W teorii kosztów komparatywnych za decydujący czynnik uznano przewagę względną, definiowaną jako stosunek realnych kosztów poszczególnych towarów w krajach uczestniczących w wymianie. Jeśli koszty te nie były jednakowe, kraje osiągały korzyści z wymiany niezależnie od tego, czy towar był produkowany drożej czy taniej niż u partnera handlowego [Świerkocki, 2004, s. 18–24].

Wymiana handlowa pomiędzy krajami, na której korzyści wskazuje teoria kosztów komparatywnych, może być przyczyną wyrównywania się dysproporcji dochodowych w grupach krajów rozwiniętych i zacofanych. Wskazuje się jednak na dwa warunki konieczne do zaistnienia takiej sytuacji [Churski, 2005, s. 4]:

- 1) równoprawne (niedyskryminacyjne) uczestnictwo krajów zacofanych w światowej gospodarce rynkowej,
- 2) kraje te muszą posiadać wystarczającą ilość kapitału (rzecowego) przypadającego na zatrudnionego, by możliwe było uruchomienie procesu przyspieszonego wzrostu produkcji.

Warunek drugi jest tu istotnym czynnikiem odróżniającym teorię korzyści komparatywnych od teorii konwergencji. Nie wystarczy więc tylko uczestniczyć

w wymianie międzynarodowej. Należy również odznaczać się odpowiednim poziomem kapitału pozwalającym na przyspieszony wzrost [Churski, 2005, s. 4–5]. Postulat ten wynika z neoklasycznych podstaw teorii konwergencji i wspomnianego wcześniej prawa malejącej produktywności krańcowej. W krajach zacofanych, gdzie poziom kapitału jest niski, zwiększanie go przyniesie większy efekt niż by to miało miejsce w przypadku analogicznej sytuacji w kraju bogatym (o wysokim poziomie kapitału). Wynika z tego, że sposobem na dogonienie krajów bogatych przez kraje biedne jest importowanie kapitału z krajów bogatych. Pozwala to na zbliżenie wielkości dochodów (w sensie np. PKB per capita) pomiędzy nimi [Stankiewicz, 2007, s. 299–328].

Wśród współczesnych teorii rozwoju regionalnego możemy wyróżnić koncepcje wyrosłe na bazie paradygmatu neoklasycznego oraz koncepcje, których korzenie sięgają doktryny Keynesa [Grosse, 2002, s. 25].

Neoklasycy twierdzą, że wolny rynek jest optymalnym mechanizmem regulacyjnym. Skutkiem tego praca i kapitał (tj. czynniki produkcji) są wykorzystywane do wytwarzania towarów i usług zgodnie z potrzebami społeczeństwa. Ceny czynników produkcji, usług i towarów kształtują się swobodnie i dobrze odzwierciedlają sytuację na rynku. Przedsiębiorcy dążą do maksymalizacji zysku w oparciu o racjonalne decyzje. Zgodnie z tymi założeniami gospodarka (regionu tudzież kraju) wytwarza najwyższe możliwe PKB – czyli produkcję przy pełnym wykorzystaniu czynników produkcji. Mechanizmy te mają charakter samokorygujący. Dzięki nim gospodarka po wytrąceniu zawsze samoczynnie wraca do stanu równowagi ekonomicznej. Nie dopuszcza się więc tutaj interwencji władz publicznych, gdyż uważano, że takie działania niosą ze sobą więcej szkód niż pożytku [P. Nowak, 2011, s. 15–16].

Teoria Keynesowska stoi po przeciwnej stronie. Jej geneza sięga dzieła J.M. Keynesa wydanego w 1936 roku pt. *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*. Powstała ona jako odpowiedź na problemy kryzysu gospodarczego lat 1929–1933. Z tego powodu, w przeciwieństwie do teorii neoklasycznych, ignorowała aspekt podażowy, koncentrując się na badaniu mechanizmów popytowych. Keynes odrzuca zatem podstawowe założenia ekonomii klasycznej. Według niego prawo Saya stanowiące, że produkcja sama sobie tworzy rynki zbytu, nie działa. Rynek nie jest mechanizmem doskonałym i nie dąży samoczynnie do stanu równowagi [Snowdon, Vane, Wynarczyk, 1998, s. 54–88]. Keynes uważał, że o produkcji i zatrudnieniu decyduje całkowity popyt rozumiany jako suma zgłaszanego zapotrzebowania na towary i usługi w systemie gospodarczym. Konieczna jest więc interwencja władz publicznych, aby ten popyt odpowiednio pobudzać. W tym celu należy podejmować działania ukierunkowane na obniżanie kosztów inwestycji (ulgi, obniżanie stóp procentowych), a nawet bezpośrednie inwestycje władz publicznych [P. Nowak, 2011, s. 17–19].

Wymienione powyżej teorie były podstawą dla współczesnych koncepcji rozwoju regionalnego, do których można zaliczyć np. [Chądzyński, Nowakowska, Przygodzki, 2007, s. 54–63; Murzyn, 2010, s. 28–32]:

- 1) teorię bazy ekonomicznej,
- 2) teorię produktu podstawowego,
- 3) teorię polaryzacji (biegunów wzrostu),
- 4) nową teorię handlu,
- 5) teorię cyklu produkcyjnego,
- 6) model rdzeni i peryferii,
- 7) Nową Geografię Ekonomiczną,
- 8) koncepcję regionu „uczącego się”,
- 9) koncepcję błędnego koła.

Pierwsza teoria, której korzenie sięgają roku 1928 i prac W. Sombarta [zob. np. Krumme, 1968], jest przykładem modelu zorientowanego popytowo, w duchu ekonomii Keynesowskiej. Opiera się on na założeniu, że stymulatorem rozwoju gospodarczego regionu jest popyt zgłaszany przez inne regiony na towary wytwarzane na jego terenie. Wzrastający popyt zewnętrzny jest bodźcem do zwiększenia eksportu danego regionu, co powoduje zwiększenie regionalnego popytu. Finansowanie importu oraz zakup regionalnych dóbr i usług odbywa się dzięki dochodom otrzymywanym z eksportu. Mechanizm ten powoduje uruchomienie wewnątrzregionalnych efektów mnożnikowych. Podmioty produkujące na eksport stanowią bazę ekonomiczną regionu, a efekty mnożnikowe objawiają się w postaci rozwoju sektorów pokrewnych, lokalnych rynków itp. [Churski, 2005, s. 8; Dawkins, 2003, s. 138]. Jak zauważa D.C. North [1955, s. 257], do celów ekonomicznych należałoby przededefiniować pojęcie regionu – wyjść poza ramy geograficzne w kierunku jego rozwoju wokół wspólnej bazy eksportowej. Rozwój tej bazy jest według Northa podstawowym czynnikiem wzrostu regionów. Wpływa m.in. na rozmieszczenie mieszkańców, stopień urbanizacji, a także charakter siły roboczej. Jak się wydaje, z tego właśnie powodu teoria ta w pewnym sensie dopuszcza istnienie nierówności wewnątrz regionów, co najmniej w ujęciu geograficznym.

Druga koncepcja, podobnie jak w przypadku pierwszej, za podstawę rozwoju regionu uznaje działalność eksportową. Została ona sformułowana przez H. Innesa. W tym przypadku podstawą rozwoju jest skoncentrowanie się na grupie dóbr i usług atrakcyjnych ze względu na swoją potencjalną konkurencyjność na rynkach zewnętrznych. Podobnie jak w przypadku opisywanej teorii korzyści komparatywnych Ricarda, także w tej koncepcji należy specjalizować się w produkcji dóbr konkurencyjnych. Korzyści wynikające z takiej specjalizacji objawiają się w postaci poprawy organizacji procesu produkcyjnego oraz obniżania kosztów transakcyjnych [Grosse, 2002, s. 27].

W powstanie trzeciej omawianej koncepcji rozwoju regionalnego znaczący wkład mieli m.in.: F. Perrouxa [1955] oraz G. Myrdal [1957]. Teoria ta opiera się na pojęciu tzw. 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 zlokalizowane są dobrze rozwinięte pod względem technologicznym przedsiębiorstwa i gałęzie o charakterze przemysłowym. Takie podmioty zazwyczaj

umiejscawiają swoją działalność w dużych ośrodkach miejskich, przez co stają się one dominujące względem innych obszarów regionu. Proces ten może się pogłębiać dzięki rozwijaniu lub tworzeniu nowych biegunów wzrostu [Dawkins, 2003, s. 139–140; P. Nowak, 2011, s. 30–31].

Koncepcja nowej teorii handlu opiera się w głównej mierze na teorii bazy ekonomicznej. W tym przypadku przyczyn rozwoju regionalnego upatruje się również w działalności eksportowej regionu. U podstaw leży tu jednak założenie, że region powinien koncentrować się na działalności wymagającej wykorzystania czynnika produkcji, który w danym regionie występuje najobficiej [Murzyn, 2010, s. 29].

Teoria cyklu produkcyjnego upatruje źródła rozwoju regionalnego w procesie tworzenia, udoskonalania i wreszcie standaryzacji nowych towarów. Pierwszy etap, czyli tworzenie zaawansowanych technologicznie, innowacyjnych produktów (towarów bądź usług), może odbywać się w regionach lepiej rozwiniętych. Zazwyczaj dysponują one lepszym zapleczem naukowo-technicznym, informacją rynkową, ale także odpowiednim rynkiem zbytu (który tworzy popyt na te towary). Drugi etap jest procesem udoskonalania produktu i eksportowania go na rynki zewnętrzne. Ostatni etap, czyli etap standaryzacji, zakłada opracowanie wersji produktu, którego produkcja daje się łatwo przenieść do obszarów słabiej rozwiniętych. W obszarach takich, mimo mniejszego rynku wewnętrznego, istnieje duży zasób taniej siły roboczej. Z założenia teoria ta postuluje nierównowagę między regionami lepiej i gorzej rozwiniętymi. Dzieje się tak dlatego, że dobra o najwyższej jakości produkowane są przez regiony najbogatsze. Dopiero na dalszych etapach następuje przekazanie ich peryferiom [Grosse, 2002, s. 30–31].

Autorem modelu rdzeni i peryferii jest J. Friedmann [1966]. W tej koncepcji zakłada się, iż przedsiębiorstwa najbardziej konkurencyjne lokują swoje działalności w regionach „rdzenia” [Murzyn, 2010, s. 29–30]. Obszary takie to zwykle najlepiej rozwinięte regiony, posiadające duże kompleksy metropolitalne. Centra te charakteryzują się dużą elastycznością względem zmian innowacyjnych. Górują one nad regionami peryferyjnymi i uzależniają je od siebie. Powoduje to co prawda również rozwój gospodarczy tych regionów, jednak nadal ma on charakter podrzędny względem centrów (które powoli dominują również w innych sferach) [Grosse, 2002, s. 29; Antonescu, 2012, s. 6].

Przytaczana powyżej teoria jest podstawą modeli Nowej Geografii Ekonomicznej, stworzonej przez P. Krugmana [1991]. Zgodnie z tą koncepcją skłonności do koncentracji lub decentralizacji mogą wyjaśniać zarówno procesy rozwoju gospodarczego regionów, jak i konwergencji oraz dywergencji dochodów [P. Nowak, 2011, s. 31–33]. Wskutek działania tzw. *siły dośrodkowej* nastąpi wzmocnienie przyciągania nowych inicjatyw gospodarczych na obszary dużych centrów. Regiony charakteryzujące się większym rynkiem wewnętrznym będą posiadać sektory przemysłowe większe niż wynikałoby to z rozmiarów rynku. Istotne znaczenie będą tu miały m.in. koszty handlu, postęp techniczny, wielkość rynku, dostępność wysoce wykwalifikowanej siły roboczej oraz wynikające z dostępności tych czynników korzyści skali. Obniżenie kosztów transportu

(np. w wyniku postępu technicznego) rozpocznie proces koncentracji działalności, a w konsekwencji wzrost lokalnego popytu (na skutek migracji do tych obszarów). Istnieje więc możliwość zwiększenia różnic między regionami na skutek kumulowania się różnych czynników wzrostu w obszarach metropolitalnych [Korenik, 2011, s. 51–53].

Koncepcja tzw. regionu „uczącego się” została wprowadzona przez R. Florida. Zgodnie z tą koncepcją za dominujący czynnik wzrostu regionalnego uznaje się nieustanną innowacyjność i elastyczność w adaptacji do uwarunkowań rynkowych [Murzyn, 2010, s. 30]. Podmioty działające w regionie, które potrafią szybko adaptować i aktualizować wiedzę oraz informacje, uzyskują przewagę konkurencyjną. Kluczem jest tu więc regionalne powiązanie innowacji i produkcji, a nie zasobność w surowce naturalne i rozwinięty przemysł [P. Nowak, 2011, s. 36].

Ostatnia koncepcja, nazwana mechanizmem błędnego koła, zakłada, że różnice pomiędzy regionami mają tendencje do zwiększania się z czasem. Następuje to w wyniku kumulacji i sprzężeń zwrotnych oddziałujących na siebie czynników ekonomicznych, kulturowych i politycznych. Sprzężenia te generują pozytywne efekty objawiające się tym, że zmiany jednej wartości wpłyną w takim samym kierunku na inną wartość (kumulatywna przyczynowość), uruchamiając procesy wzrostu. W wyniku sprzężeń zwrotnych więź ta jest wzmacniana. Autor teorii, G. Myrdal [1957], postuluje więc, że regiony lepiej rozwinięte rozwijają się nadal, a biedne pozostają biedne. Model ten jako jeden z pierwszych wskazywał na możliwość regionalnej dywergencji dochodowej [Churski, 2005, s. 8–9].

Teorie rozwoju regionalnego mogą do pewnego stopnia wyjaśniać przyczyny powstawania i utrzymywania się wewnątrzregionalnych nierówności ekonomicznych. Dla przykładu, proces tworzenia się biegunów wzrostu sprzyja polaryzacji dochodów (oraz płac) pomiędzy obszarami zlokalizowanymi w tych biegunach. Z jednej strony 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]. Napływ innowacyjnych technologii, łatwiej adaptowalnych przez lepiej rozwinięte regiony (lub ich obszary), potencjalnie wpływa na szybki wzrost nierówności płac. Wynika to z zapotrzebowania na (najczęściej stosunkowo rzadki) kapitał ludzki będący w stanie obsłużyć tę technologię. Gdy wspomniana innowacja ulega upowszechnieniu (standaryzacji), to najpewniej rozpiętości płac ulegną zmniejszeniu<sup>3</sup>.

3 Oczywiście, o ile nie nastąpi napływ kolejnych innowacji.

## 2.4. Konwergencja dochodowa i jej rodzaje

Z pojęciem „konwergencja” można spotkać się w wielu dziedzinach nauki (np. w medycynie, meteorologii czy biologii). Z ekonomicznego punktu widzenia proces konwergencji oznacza wyrównywanie się poziomowi podstawowych zmiennych makroekonomicznych (jak np. PKB na jednego mieszkańca). Zbieżność ta może następować między krajami, regionami lub podregionami charakteryzującymi się zróżnicowanym, początkowym poziomem wspomnianych zmiennych [Gajewski, 2008, s. 66].

Do nauk ekonomicznych powyższy termin został wprowadzony przez J. Burnhama, R. Arona, P. Sorokina, B. Bella, W.W. Rostowa i J. Tinbergena w latach 40. i 50. XX wieku. Byli oni ojcami teorii konwergencji. W swojej pierwotnej wersji pojęcie to dotyczyło analizy dwóch konkurujących ze sobą gospodarek, centralnie planowanej oraz kapitalistycznej. Z biegiem czasu definicja konwergencji ulegała poszerzeniu, włączając w to również zmiany zachodzące w sferze społeczno-ekonomicznej krajów poddawanych analizie [Jabłoński, 2008, s. 151].

R.J. Barro i X. Sala-i-Martin [1990] identyfikowali konwergencję z procesem zbieżności gospodarek do stacjonarnych stanów równowagi (stanu długookresowego). Definicję tę zbudowali na bazie neoklasycznych modeli wzrostu. Przy założeniu homogeniczności gospodarek pod względem technologii i preferencji odwrotna zależność pomiędzy stopą wzrostu PKB per capita i jego początkowym poziomem powoduje, iż gospodarki biedniejsze rozwijają się w szybszym tempie niż gospodarki bogatsze [zob. Murzyn, 2010].

Na gruncie przedstawionych powyżej definicji można w uproszczeniu mówić o dwóch rodzajach zbieżności. W pierwszym przypadku będzie to zbieżność między różnymi gospodarkami. W drugim jest to zbieżność danej gospodarki do pewnego stanu długookresowego. Podział ten ma swoje uzasadnienie w koncepcjach konwergencji wywodzących się bezpośrednio z teorii wzrostu gospodarczego [zob. W. Nowak, 2006].

Procesy konwergencji można klasyfikować, biorąc pod uwagę wiele kryteriów. Ze względu na rodzaj zmiennych podlegających procesowi wyrównywania się można wyróżnić [Gajewski, 2008, s. 66]:

- 1) konwergencję nominalną,
- 2) konwergencję realną (dochodową).

W pierwszym przypadku konwergencji podlegają zmienne nominalne. Oznacza to proces zbieżności takich charakterystyk, jak np. stopy procentowe, kursy walutowe czy ceny [Batóg, 2010, s. 44–45]. Ten typ rozumiany jest zwykle przez pryzmat wypełnienia kryteriów z Maastricht. Oznacza to zatem zbieżność fiskalnych i monetarnych wskaźników ekonomicznych do wymogów Unii Europejskiej. Wymogi te nazywane są również kryteriami konwergencji gospodarczej [C. Wójcik, 2008, s. 32–34].

W drugim przypadku procesowi konwergencji podlegać będą zmienne realne, takie jak wydajność pracy czy PKB per capita. Wskaźniki te są indykatorami poziomu życia ludności. Jeśli więc analiza konwergencji wykaże zbliżanie się wartości badanych zmiennych pomiędzy krajami (mimo ich początkowych różnic), to może zachodzić proces konwergencji realnej. Kraje mniej rozwinięte doganiają kraje najlepiej rozwinięte. Zjawisko odwrotne, tj. oddalanie się gospodarek rozwiniętych od gospodarek doganiających, nazywa się dywergencją [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 198; Gajewski, 2008, s. 66].

W literaturze przedmiotu można odnaleźć podział na takie typy konwergencji dochodowej, jak [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 200]:

- 1)  $\sigma$ -konwergencja (konwergencja sigma),
- 2)  $\beta$ -konwergencja (konwergencja beta),
- 3) konwergencja klubowa (typu  $\sigma$  lub  $\beta$ ).

Jeśli zróżnicowanie badanej zmiennej ekonomicznej (np. PKB per capita) pomiędzy obszarami zmniejsza się w czasie, to mamy do czynienia z  $\sigma$ -konwergencją. Przy analizie tego typu zbieżności najczęściej wykorzystuje się takie miary, jak odchylenie standardowe czy współczynnik zmienności. Drugi z wymienionych typów konwergencji odnosi się do zależności pomiędzy początkowym poziomem badanej zmiennej ekonomicznej (np. PKB per capita) a osiągniętą stopą wzrostu gospodarczego. Źródła tego typu konwergencji upatruje się w zróżnicowaniu akumulacji kapitału ludzkiego i rzeczowego [Batóg, 2010, s. 47–48]. Koncepcję konwergencji beta można podzielić dalej na dwa podtypy [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 200–201]:

- 1) konwergencję warunkową,
- 2) konwergencję bezwarunkową (absolutną).

Pierwsza z nich oznacza, że obszary zbliżają się do siebie pod warunkiem występowania identycznych, początkowych, bazowych charakterystyk, takich jak np. struktura dochodów, stopa oszczędności, potencjał demograficzny czy średni poziom wykształcenia. Regiony różniące się między sobą początkowymi, bazowymi charakterystykami dążą do różnych długookresowych poziomów dochodu. Oznacza to, że kraje słabiej rozwinięte wcale nie muszą rozwijać się szybciej niż bogate [Batóg, 2010, s. 47, 102–103]. W przypadku drugiego podtypu konwergencji warunkiem jest jedynie brak barier imitacji technologii oraz swoboda przepływu kapitału. Obszary będą się do siebie upodabniać bez względu na to, jaki był ich poziom początkowych, bazowych charakterystyk. Regiony słabiej rozwinięte będą tym szybciej doganiały regiony lepiej rozwinięte, im niższy był ich początkowy poziom PKB per capita. Występuje tu więc jeden punkt równowagi, do którego dążą wszystkie gospodarki [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 200–201].

Występowanie konwergencji typu beta jest warunkiem koniecznym (ale nie dostatecznym) występowania konwergencji typu sigma. Podczas gdy typ sigma charakteryzuje zmiany w rozkładzie dochodu w czasie, typ beta dotyczy mobilności przestrzennej (między krajami czy regionami) tego dochodu w ramach wspomnianego rozkładu [P. Wójcik, 2008, s. 42].

Konwergencja klubowa jest koncepcją bardzo podobną do omawianej wcześniej koncepcji konwergencji warunkowej [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 201]. Występuje ona pomiędzy obszarami charakteryzującymi się zbliżoną strukturą i warunkami początkowymi, takimi jak wyposażenie w surowce naturalne czy początkowy zasób wiedzy naukowo-technicznej. Oznacza to, że rejony będą zbliżać się do siebie tylko w ramach swoich klubów, a pomiędzy tymi klubami mogą występować zupełnie różne ścieżki długookresowego rozwoju. Jak się wydaje, to właśnie ten rodzaj konwergencji dotyczyć będzie w głównej mierze polskich regionów. Dotychczasowe analizy prowadzone bez podziału na kluby zazwyczaj świadczyły przeciwko hipotezie konwergencji regionalnej [zob. P. Wójcik, 2004, 2008, 2018; Dańska-Borsiak, 2011; Kusideł, 2013]. P. Wójcik [2018, s. 145, 297–330] w swoich badaniach wykorzystał nowatorską koncepcję konwergencji równoległej. Rozumiana jest ona jako identyczna dynamika procesów konwergencji gospodarczej dla dwóch badanych zjawisk. Jedną z zaprezentowanych analiz dotyczyła PKB per capita oraz PKB per capita skorygowanego o dojazdy do pracy (podział na 72 regiony). W obu przypadkach udało się zaobserwować jedynie konwergencję klubową w ramach regionów najbiedniejszych i najbogatszych. Analiza na poziomie wszystkich regionów wykazała brak konwergencji (sigma i beta) zarówno przed, jak i po korekcie danych.

Teoria wzrostu gospodarczego pozwala wskazać na czynniki mogące sprzyjać czy to konwergencji realnej, czy też dywergencji. Do takich determinant możemy zaliczyć m.in. [Michalek, Siwiński, Socha, 2007, s. 15–20; Gajewski, 2008, s. 66; Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 198–200]:

- 1) charakter postępu technicznego i szybkość jego przenikania do gospodarki,
- 2) zmienność produktów krańcowych,
- 3) kondycję infrastruktury,
- 4) mobilność czynników produkcji,
- 5) sprawność instytucji,
- 6) przedsiębiorczość (kapitał ludzki),
- 7) kapitał społeczny (m.in. zależność od zróżnicowania dochodów).

Postęp techniczny, jego charakter i szybkość przenikania (dyfuzji) w gospodarce może mieć znaczący wpływ na występowanie efektów konwergencji lub dywergencji. Jeżeli dane obszary (kraje, regiony czy podregiony) cechują się istotnymi różnicami w zasobach wiedzy naukowo-technicznej, to na proces zbieżności wpływać będzie, oprócz tempa akumulacji kapitału rzeczowego, tempo akumulacji zasobu wiedzy. Oznacza to, że region czy też podregion różniący się od innych pod względem wytwarzania lub imitacji nowoczesnej technologii charakteryzuje się inną ścieżką długotrwałego wzrostu gospodarczego. Proces powiększania zasobu wiedzy naukowo-technicznej może przebiegać w dwojaki sposób [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 199]:

- 1) poprzez tworzenie nowoczesnych technologii (innowacje),
- 2) poprzez adaptacje już istniejących (dyfuzja technologii).

Pierwszy sposób pozwala krajom wysoko rozwiniętym, o dużym poziomie innowacyjności, osiągać wysokie stopy wzrostu gospodarczego. Prowadzi to więc do

efektu dywergencji. W krajach słabiej rozwiniętych, gdzie koszty wytworzenia innowacji są wyższe niż koszty adaptacji technologii już istniejących, drugi sposób może prowadzić do konwergencji regionów. Import technologii może zmniejszać lukę technologiczną pomiędzy regionami (zmniejszać różnicę w potencjale technologicznym). Zależy to jednak od wielkości luki technologicznej, a także od tego, czy tempo dyfuzji technologii jest wyższe od stopy wytwarzania innowacji. Zbyt duża lub zbyt mała luka technologiczna może spowalniać proces konwergencji, gdyż region może nie posiadać dostatecznych zdolności absorpcyjnych (mających swoje pokrycie np. w kapitale ludzkim) [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 199–200].

Neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego często zakładają tzw. malejące produktywności krańcowe czynników produkcji (pojęcie to zostało przedstawione w poprzednich podrozdziałach). Istotnym warunkiem konwergencji między danymi obszarami jest występowanie malejących produktywności krańcowych kapitału [Gajewski, 2008, s. 67]. W sytuacji zróżnicowania produktu krańcowego w regionach kapitał będzie przepływał do obszaru, w którym jego zasób w przeliczeniu na jednego pracującego jest mniejszy (zatem produkt krańcowy jest wyższy). Dzieje się tak, ponieważ kapitał w regionach biedniejszych z racji swojej rzadkości jest drogi. Fakt ten powoduje zwiększone zainteresowanie inwestycjami w nadziei na wyższe przychody, a zarazem wzrost korzyści z jego wykorzystania (wyższą produktywność) [Misiak, Sulima, Tokarski, 2010, s. 198–199]. Przy założeniu zbliżonego poziomu zaawansowania technologicznego, wyrównywanie się poziomu technicznego uzbrojenia pracy (kapitału na pracującego) prowadzi do konwergencji wydajności pracy między regionami.

Rozważa się również koncepcję przeciwną, której założenia postuluje m.in. opisywana wcześniej Nowa Geografia Ekonomiczna. W przypadku wystąpienia rosnących korzyści skali i efektów zewnętrznych szybszy rozwój jednych regionów może powodować pogłębienie zacofania innych. Jest to tzw. efekt aglomeracji. Przedsiębiorstwa najchętniej lokalizują się w ośrodkach o najlepszym dostępie do rynków zbytu. W takich miejscach, z powodu koncentracji działalności, powstają efekty zewnętrzne dla firm. Związane są one z niższymi kosztami transportu (dobrze rozwinięta infrastruktura, łatwy dostęp do innych podmiotów), dyfuzją wiedzy naukowo-technicznej (koncentracja ośrodków badawczych) i dostępem do wykwalifikowanej siły roboczej. Efekty te zachęcają kolejne przedsiębiorstwa do lokowania w tych obszarach swojej działalności. Zakładając rosnące efekty skali, krańcowy produkt takich regionów jest wyższy niż regionów słabiej rozwiniętych. Dalszy napływ kapitału spowoduje więc pogłębienie różnic. Regiony o wysokiej wydajności pracy i poziomie technicznego uzbrojenia pracy będą rozwijały się szybciej niż regiony pod tym względem zacofane, co będzie prowadziło do efektu dywergencji [Burdziak, Myślińska, 2008, s. 72–76]. Polaryzacja ta może jednak wpływać pozytywnie na rozwój w skali całego kraju, powodując konwergencje gospodarek narodowych mimo ich wewnętrznej dywergencji.

Za czynnik mający istotny wpływ na konwergencję między regionami uważa się stan infrastruktury. Często kraje słabsze ekonomicznie cechują się niedorozwojem

infrastrukturalnym, zwłaszcza w zakresie infrastruktury transportowej i komunikacyjnej. Taki stan może generować koszty związane np. z napływem kapitału czy podejmowaniem inwestycji. Wskazuje się, że rozbudowa infrastruktury komunikacyjnej i transportowej może też działać na szkodę regionów słabiej rozwiniętych. Ułatwia bowiem migracje np. zasobów siły roboczej o dużym poziomie kapitału ludzkiego [Gajewski, 2008, s. 69–70].

Mobilność czynników produkcji, szczególnie zasobność regionu w czynniki niemobilne (np. w zasoby naturalne), również nie pozostaje bez znaczenia dla procesu konwergencji. W odniesieniu do mobilności siły roboczej można wyróżnić dwa aspekty. Po pierwsze siła robocza charakteryzująca się dużą mobilnością powoduje wyrównywanie się krańcowego produktu pracy. Zgodnie z teorią neoklasyczną pracownicy będą migrować do regionów lepiej rozwiniętych (z powodu zwiększonego popytu na pracę), powodując spadek bezrobocia oraz wzrost płac w regionach zacofanych. Sprzyja to więc procesowi konwergencji regionalnej, zwłaszcza że przepływ siły roboczej może wspomagać (komplementarność czynników produkcji) lub zastępować (substytucyjność tych czynników) przepływ kapitału (i jego rolę w procesie konwergencji wydajności pracy). Należy wziąć pod uwagę, że w regionach słabiej rozwiniętych duża mobilność siły roboczej cechująca się dużym zasobem kapitału ludzkiego może również prowadzić do dywergencji. Pracownicy tacy będą migrować do regionów lepiej rozwiniętych, wywołując efekt drenażu obszarów zacofanych [Gajewski, 2008, s. 69]. Oprócz wspomnianych powyżej czynników wpływ na konwergencję regionalną może mieć również kwestia ewolucji przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego (przekształcenia strukturalne). Jak zauważa D. Rodrik [2013, s. 32], biedne gospodarki nie są tylko nierozwiniętymi wersjami swoich zaawansowanych rozwojowo braci. Wyzwaniem dla rozwoju jest skuteczna walka o zmiany strukturalne (pozwalające upodobnić się do lepiej rozwiniętych krajów). Kluczem jest więc stosowanie polityki gospodarczej, która stymuluje rozwój nowych branż, przedsiębiorczości oraz gwarantuje inwestycje potrzebne do wchłonięcia rosnącego udziału zatrudnienia.

Konwergencja regionalna dotyczy wymiaru przestrzennego, można więc w jej zakresie analizować zbieżność w ramach grup krajów czy regionów lub w ramach danego kraju czy regionu. Dobrym przykładem rozmywania się tych podziałów będzie obszar Unii Europejskiej, gdzie analiza krajów członkowskich może być potraktowana jako analiza regionów w ramach konwergencji regionalnej [Batóg, 2010, s. 65].

Na koniec warto wspomnieć, że konwergencji może podlegać również sama nierównomierność rozkładu dochodów pomiędzy krajami lub regionami. Badania tego rodzaju prowadzone były np. przez F. Savoia [2019] i dotyczyły regionów Unii Europejskiej (na poziomie NUTS-2). Po pierwsze stwierdzono, że wspomniane regiony dążą do wyższego poziomu zróżnicowania dochodów (dane za lata 1989–2013). Innymi słowy, poziom dyspersji zdaje się wyrównywać pomiędzy badanymi obiektami, jednocześnie wzrastając wewnątrz nich. Po drugie obserwowano wyraźnie wyższe tempo zbieżności dla regionów o podobnych charakterystykach

strukturalnych (jak również w regionach otrzymujących wsparcie z Funduszu Spójności UE). Jest to istotny wniosek z punktu widzenia analiz prezentowanych w tej pracy. Potwierdza on bowiem konieczność heterogenicznego spojrzenia na problem nierówności regionalnych. Nie tylko w kwestii modelowania ich relacji z gospodarką i społeczeństwem, lecz także na poziomie prowadzenia polityki gospodarczej i społecznej.

## **2.5. Relacje pomiędzy zróżnicowaniem dochodów i płac a wzrostem gospodarczym w ujęciu teoretycznym i empirycznym**

Istnieją dwa przeciwstawne stanowiska dotyczące kierunku wpływu nierówności ekonomicznych na wzrost gospodarczy. Według pierwszego poglądu wzrost nierówności będzie pociągał za sobą przyspieszenie procesów wzrostu (tj. nierówności są czynnikiem stymulującym wzrost). Drugie stanowisko mówi o negatywnym wpływie nierówności na wzrost gospodarczy.

Kwestię wpływu nierówności na wzrost gospodarczy nadal można postrzegać jako otwarty temat, szeroko omawiany w literaturze. Powstało wiele teorii oraz modeli próbujących opisać ten złożony problem. Teorie te można ująć w cztery szerokie klasy, odpowiadające kanałom, poprzez które nierówności mogą oddziaływać na procesy wzrostu gospodarczego. Do kanałów tych zaliczone zostały [Barro, 1999, s. 1–7]:

- 1) niedoskonałości rynku kredytowego,
- 2) stosunki społeczne,
- 3) ekonomia polityczna,
- 4) stopa oszczędności.

Autor artykułu *Inequality, growth and investment* zwraca uwagę na rolę asymetrii informacji na rynku kredytowym oraz ograniczeń instytucjonalno-prawnych w transmisji nierówności na wzrost gospodarczy. Jako przykład podana zostaje sytuacja, w której, w wyniku niedoskonałości systemu prawnego, wierzyciele mają trudności z egzekucją swoich należności (prawo upadłościowe chroni majątek dłużnika). Wystąpienie takiego stanu na rynku kredytowym powoduje znaczne ograniczenia w dostępności kredytu, podyktowane chęcią ochrony własnych interesów przez instytucje finansowe. Konsekwencje tego prawdopodobnie silniej uderzą w biedniejszą część społeczeństwa. Ludzie o niskich dochodach i niewielkim majątku – co oczywiste – mają często znacznie bardziej ograniczone możliwości pozyskania kapitału w porównaniu do ludzi bogatych. W wyniku tego wielu z nich nie będzie w stanie podjąć inwestycji w kapitał ludzki (postrzeganej jako inwestycji o wysokiej stopie zwrotu) czy zaciągnąć kredytu na otwarcie własnej

działalności gospodarczej. Brak im będzie zabezpieczenia wymaganego przez instytucje finansowe [Barro, 1999, s. 1–2]. Dodatkowo w takim przypadku nierówności mają tendencję do utrwalania się lub pogłębiania, gdyż instytucje w celach ochronnych będą projektować algorytmy oceniające zdolność kredytową w sposób mocno dyskryminujący najbiedniejszych (np. poprzez oferowanie im wyższej stopy procentowej) [O’Neil, 2017].

W tej sytuacji możliwości inwestycyjne danego człowieka będą w głównej mierze uzależnione od indywidualnego poziomu posiadanego dochodu oraz majątku. Ludzie o niższym statusie majątkowym nie będą więc w stanie w pełni wykorzystać swojego potencjału (np. otrzymają niższe wykształcenie, nie dostaną kredytu). W efekcie ludzie biedni mogą nadal pozostać biedni, a majątek będzie się koncentrował wokół małej grupy ludzi. Niewykorzystany potencjał tych jednostek w długim okresie może przełożyć się na niższy wzrost gospodarczy. Postuluje się więc zmniejszenie nierówności celem zwiększenia stopy wzrostu gospodarczego [Mikuła, 2005, s. 14].

Nawiązując do modeli teoretycznych uwzględniających niedoskonałość rynków kredytowych, warto wspomnieć o modelu, w którym opisywany jest wpływ wyjściowego poziomu zróżnicowania majątku na decyzje odnośnie zatrudnienia. Przedstawili go w swojej pracy A.V. Banerjee i A.F. Newman [1993]. Mechanizm oddziaływań w modelu kształtuje się następująco. W obliczu niedoskonałości rynku kredytowego nie wszystkie osoby są w stanie uzyskać odpowiednie środki finansowe (kredyt kapitałowy) niezbędne do inwestycji pozwalających na swobodny wybór formy działalności. Stąd też „biedni agenci” są niejako zmuszeni wybrać pracę za (niską) pensję zamiast samozatrudnienia, a bogaci zostają przedsiębiorcami (monitorują pracowników). Banerjee i Newman upatrują źródła różnych ścieżek rozwoju w odmiennej dystrybucji bogactwa dla pozornie podobnych krajów.

Podstawy teoretyczne mechanizmów wpływu poprzez kanał niedoskonałości rynku kredytowego, opisywanych przez Barro, przedstawili w modelu O. Galor i J. Zeira [1993]. Na gruncie zbudowanego przez siebie modelu typu *overlapping generations* dochodzą oni do wniosku, że zróżnicowanie bogactwa będzie wpływać na wzrost gospodarczy zarówno w krótkim, jak i w długim okresie<sup>4</sup>. Przy przyjętych przez nich założeniach, jeśli rynek kredytowy działa niedoskonale i pożyczki są kosztowne, to jednostki, które nie muszą pożyczać (bo są w posiadaniu wystarczającej ilości środków), mają lepszy dostęp do inwestycji w kapitał ludzki

4 Z założenia w modelu tym produkowane jest tylko jedno dobro przy użyciu dwóch technologii (jedna wymaga kwalifikacji, a druga nie). Jednostki żyją przez dwa okresy i w pierwszym z nich mogą zainwestować w swój kapitał ludzki (niepodzielnie) albo pracować jako robotnicy niewykwalifikowani. W drugim okresie pracują (zgodnie z podjętym wyborem), konsumują lub oszczędzają. Brak jest różnic pomiędzy jednostkami w kwestii potencjalnych umiejętności oraz preferencji. Różnią się one tylko posiadanym (odziedziczonym) bogactwem początkowym. Rynki kredytowe są niedoskonałe, co w modelu oznacza, że stopa procentowa dla pożyczkobiorcy jest wyższa niż dla pożyczkodawcy [Galor, Zeira, 1993, s. 36–37].

i wygenerują większy dochód ze swojej pracy. Efekt ten poprzez utrzymujące się niedoskonałości rynku kredytowego (oraz przy założeniu niepodzielności inwestycji) będzie transmitowany na wzrost gospodarczy w długim okresie. Głównie dlatego, że bogatsi z generacji na generację będą zostawiać swoim następcom więcej bogactwa (i cyklicznie inwestować w siebie) niż biedniejsi. Doprowadzi to do tworzenia się generacyjnych „kast” bogatych i biednych. Stąd też autorzy zwracają uwagę, że z punktu widzenia wzrostu istotne jest utrzymywanie silnej klasy średniej w gospodarce [Galer, Zeira, 1993, s. 51].

Odmienne stanowisko prezentują O. Galer i D. Tsiddon [1997]. Wysuwają oni hipotezę o możliwym pozytywnym wpływie większych nierówności na procesy wzrostu w słabiej rozwiniętych gospodarkach. Otoczenie danego gospodarstwa domowego może wywierać presję na indywidualne decyzje odnośnie inwestycji w kapitał ludzki. W przypadku gdy ta presja jest dostatecznie silna (i przy założeniu odpowiedniej ilości środków finansowych), wysoki poziom nierówności może być bodźcem „podrywającym” gospodarkę do wzrostu. Autorzy zwracają także uwagę, że nierówności ulegają pogłębieniu w przypadku znaczących odkryć technologicznych. Innowacje te mogą, poprzez zwiększenie mobilności<sup>5</sup> i koncentrację dobrze wykwalifikowanej siły roboczej w wysoce zaawansowanych technologicznie sektorach, generować dodatkowy wzrost gospodarczy (poprzez przyspieszenie postępu technologicznego). Napływ innowacji zwiększa więc równość szans i jednocześnie zmniejsza egalitarność zarobków [zob. Forbes, 2000, s. 870; Galer, Tsiddon, 1997, s. 380]. Analizy empiryczne (opierające się na danych dla USA) potwierdzające związek pomiędzy napływem technologii a polaryzacją płac prezentują m.in. D.H. Autor, L.F. Katz i M.S. Kearney [2006].

Z kolei O. Galer i O. Moav [2004]<sup>6</sup> starają się połączyć dwa podejścia do transmisji polaryzacji dochodów na wzrost gospodarczy – z jednej strony wspomniany wcześniej kanał niedoskonałości rynku kredytowego, a z drugiej proste założenie, że stopa oszczędności jest rosnącą funkcją bogactwa. To, jaki ostatecznie będzie efekt wpływu nierówności na wzrost gospodarczy, zależy od tego, czym ten wzrost jest indukowany. Pozytywny efekt wpływu według autorów wystąpi w gospodarkach rozwijających się, w których głównym motorem napędowym jest akumulacja kapitału fizycznego. Wzrost polaryzacji bowiem będzie skupiał bogactwo w rękach jednostek o wyższym stopie oszczędności. Z kolei w gospodarkach „opartych na wiedzy”, gdzie głównym motorem napędowym jest akumulacja kapitału ludzkiego, wzrost nierówności dochodów będzie upośledzał wzrost w sposób, jaki opisano w poprzednich akapitach. Galer i Moav upatrują przyczyn tych mechanizmów w oczywistych różnicach pomiędzy kapitałem ludzkim a fizycznym. Jak zauważają, ogólnego zasobu kapitału ludzkiego

5 Mobilność w rozumieniu autorów, podobnie jak to przedstawiono w rozdziale 1, rozumiana jest jako międzypokoleniowa mobilność zarobków. W obliczu znaczących innowacji (główna siła stojąca za utrzymywaniem się nierówności) początkowe warunki rodzinno-środowiskowe tracą na znaczeniu [zob. Galer, Tsiddon, 1997, s. 379].

6 Artykuł stanowi jedną z podwalin pod Jednolitą Teorię Wzrostu [zob. Galer, 2011].

nie da się oddzielić od ludzi. Jego akumulacja będzie bardziej efektywna, jeśli zostanie rozciągnięta na całe społeczeństwo. Przeciwnie jest w przypadku kapitału fizycznego, który jest mocno niezależny od zróżnicowania jego własności w społeczeństwie [Galor, Moav, 2004, s. 1002].

Odwołując się do nowej ekonomii politycznej, można stwierdzić, iż osoby biedniejsze będą zwiększać naciski polityczne na redystrybucję dochodów w momencie, gdy średnia dochodów w gospodarce przewyższy ich medianę. Konsekwencją nasilającej się presji uboższej części społeczeństwa będzie wdrażanie rozmaitych programów społecznych przez państwowe instytucje (w celach redystrybucyjnych) [Kumor, 2008, s. 45–46]. R.J. Barro [1999, s. 3–4] w swoim artykule do takich programów zalicza:

- 1) system wydatków publicznych (np. programy opieki zdrowotnej czy wydatki na edukację),
- 2) politykę regulacyjną,
- 3) bezpośrednie płatności transferowe.

Zwiększenie poziomu nierówności będzie powodować wspomniany wzrost poziomu transferów socjalnych. W celu sfinansowania tych transferów nastąpi prawdopodobnie wzrost podatków oraz składek. Dodatkowo tego rodzaju działania mogą prowadzić do zniekształcenia informacji gospodarczej. Skutkiem większych obciążeń podatkowych w społeczeństwie może być efekt zniechęcenia do wydajniejszej pracy (ponieważ taka alokacja jest mniej efektywna). To z kolei przełoży się na ograniczenie inwestycji, dalsze zniekształcenia, a ostatecznie spowolnienie procesów wzrostu gospodarczego i niższy poziom produktywności [por. Mikuła, 2005, s. 14].

Opisywana sytuacja może prowadzić do jeszcze jednego istotnego problemu. Bogata część ludności skłonna będzie „sabotować” zwiększone wysiłki redystrybucyjne państwa (np. poprzez lobbing, korupcję, kupowanie głosów). Obniża to efektywność gospodarowania, gdyż część zasobów tych ludzi lokowana jest w wyżej wspomniane działania. Przyczynić się to może do obniżenia stopy wzrostu w gospodarce [Kumor, 2008, s. 46].

G. Saint-Paul i T. Verdier dostrzegają możliwość pozytywnego wpływu zwiększonych nierówności na wzrost gospodarczy poprzez opisywany kanał. W społeczeństwach o znacznym zróżnicowaniu dochodów rozpatrywany „medianowy wyborca” będzie głosował za zwiększeniem stawki podatku przeznaczonego np. na finansowanie edukacji. Działania te mogą zwiększać poziom kapitału ludzkiego w społeczeństwie, co przełoży się na przyspieszony wzrost [Forbes, 2000, s. 870].

W gospodarce o dużym rozwarstwieniu dochodów będzie prawdopodobnie dochodzić do nasilenia się wielu negatywnych zjawisk polityczno-społecznych. Wśród nich można wyróżnić przede wszystkim wzrost przestępczości i niepokoїв społecznych. W skrajnych przypadkach wysoki stopień nierówności może przyczynić się do wybuchu strajków, bojkotu pracy i utrzymywać permanentny stan niepewności w gospodarce [Kumor, 2011, s. 30–31]. Brak stabilności politycznej przełoży się najprawdopodobniej na obniżenie poziomu inwestycji. Udział ludności biednej w działalności przestępczej i antyspołecznej oznacza zmarnowanie części zasobów,

które ludność ta przeznacza na wspomniane działania (utrata energii, czasu, siły roboczej). Państwo również zmuszone jest wówczas do zmiany alokacji swoich zasobów (nakłady na policję, sądy, więziennictwo). Kapitał ten nie jest wykorzystywany produktywnie (np. na podnoszenie poziomu kapitału ludzkiego). Dodatkowa część zasobów „marnowana” jest np. na obronę potencjalnych ofiar zaistniałych zamieszek, rozruchów i działań przestępczych. Strach przed naruszeniem praw własności skutkuje ucieczką kapitału za granicę. Wszystkie te elementy negatywnie wpływają na rozwój gospodarczy [Barro, 1999, s. 5–6; Mikuła, 2005, s. 15].

W celu ograniczenia opisywanych efektów proponuje się wykorzystanie transferów jako instrumentu zmniejszającego nierówności, mogącego przyspieszyć proces wzrostu. J. Falkinger w swoich analizach dochodzi do wniosku, że w społeczeństwach zaawansowanych pod względem rozwoju rozsądna polityka redystrybucyjna ma swoje uzasadnione zastosowanie [Falkinger, 1999, s. 35–51].

R.J. Barro jako ostatni kanał wpływu wymienia stopę oszczędności. Jak już zostało wspomniane [zob. Galor, Moav, 2004; I. Shin, 2012], zakładając (w duchu ekonomii J.M. Keynesa oraz prac N. Kaldora), że stopa oszczędności danej jednostki rośnie wraz ze wzrostem uzyskiwanego przez nią dochodu, to należałoby ograniczyć działania redystrybucyjne (w celu przyspieszenia wzrostu gospodarczego). Mało egalitarne społeczeństwo odznaczać się będzie wyższą skłonnością do oszczędzania. Przełoży się to z kolei na wyższą stopę inwestycji. Efektem tego może być przyspieszanie procesów wzrostu. Przypadek ten eksponuje pozytywny wpływ nierówności na stopę wzrostu [Kumor, 2011, s. 31].

I. Shin [2012] zauważa, że efekty wzrostu polaryzacji dochodów mogą zarówno wspomagać, jak i upośledzać procesy wzrostu gospodarczego. Pozytywny efekt wpływu bazuje na przedstawionym wcześniej stwierdzeniu, że w gospodarkach rozwiniętych stopa oszczędności jest wyższa dla bogatszych jednostek. Stąd też redystrybucja podatkowa, mająca na celu wyrównanie różnic pomiędzy bogatymi a biednymi, obniży ogólną stopę oszczędności dla całej gospodarki. Pojawić się może także efekt zniechęcenia do zwiększonego wysiłku wśród osób bogatszych. Negatywny efekt wpływu opiera się na kanale niedoskonałości rynku kredytowego [zob. Galor, Zeira, 1993] i charakteryzuje słabiej rozwinięte gospodarki. Wtedy wzrost nierówności powoduje, że coraz większa część osób (w kraju o i tak niskim ogólnym dochodzie) nie ma szans na podjęcie inwestycji, a także przejawia nastroje buntownicze względem systemu [zob. Perotti, 1996; Kumor, 2011]. Autor w swoim stochastycznym modelu optymalnego wzrostu z heterogenicznymi agentami i progresywnym systemem podatkowym rozważa konsekwencje dwóch polityk (por. tabela. 2.1). Pierwsza to polityka nastawiona na szybki wzrost gospodarczy, druga ma na celu redukcję istniejących nierówności dochodowych w społeczeństwie. Przy założeniu niskiego podatku dochodowego obie te polityki mogą być osiągnięte jednocześnie w gospodarkach we wczesnej fazie rozwoju. Wysokie podatki dochodowe w takich krajach nie będą odgrywały swojej roli redystrybucyjnej i nie będą prowadzić do faktycznej redukcji nierówności. Natomiast w gospodarkach rozwiniętych nie da się osiągnąć obu tych celów jednocześnie.

Jak pisze I. Shin [2012, s. 2056], *there is no „killing-two-birds-with-one-stone” solution near steady-state*<sup>7</sup>. Rząd musi wtedy obrać jako priorytet tylko jedną z tych polityk. W przypadku gospodarek we wczesnej fazie rozwoju nałożenie wysokich progresywnych podatków nie zmniejszy znacząco nierówności dochodowych (duży udział ludzi biednych). Duży stopień redystrybucji znacząco upośledza za to procesy wzrostu (utracone korzyści ze wzrostu, zwłaszcza w kontekście poprawy sytuacji najuboższych). Z kolei niski podatek progresywny, w przypadku tych gospodarek, pozwoli na realizację celu redukcji dyspersji dochodów poprzez korzyści płynące ze wzrostu (które były tracone przy wysokiej stopie podatku).

**Tabela 2.1.** Zestawienie implikacji dla wzrostu gospodarczego z modelu I. Shin w zależności od stopnia rozwoju oraz systemu podatkowego

|                                         | Wczesna faza rozwoju    |                           |                        | Blisko <i>steady-state</i> |                            |                            |
|-----------------------------------------|-------------------------|---------------------------|------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
|                                         | metoda                  | szybki wzrost gospodarczy | korekcja nierówności   | metoda                     | szybki wzrost gospodarczy  | korekcja nierówności       |
| Priorytet – stopa wzrostu gospodarczego | niski podatek dochodowy | może zostać osiągnięty    | może zostać osiągnięta | niski podatek dochodowy    | może zostać osiągnięty     | nie może zostać osiągnięta |
| Priorytet – korekcja nierówności        | niski podatek dochodowy | może zostać osiągnięty    | może zostać osiągnięta | wysoki podatek dochodowy   | nie może zostać osiągnięty | może zostać osiągnięta     |

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie I. Shin [2012, s. 2056].

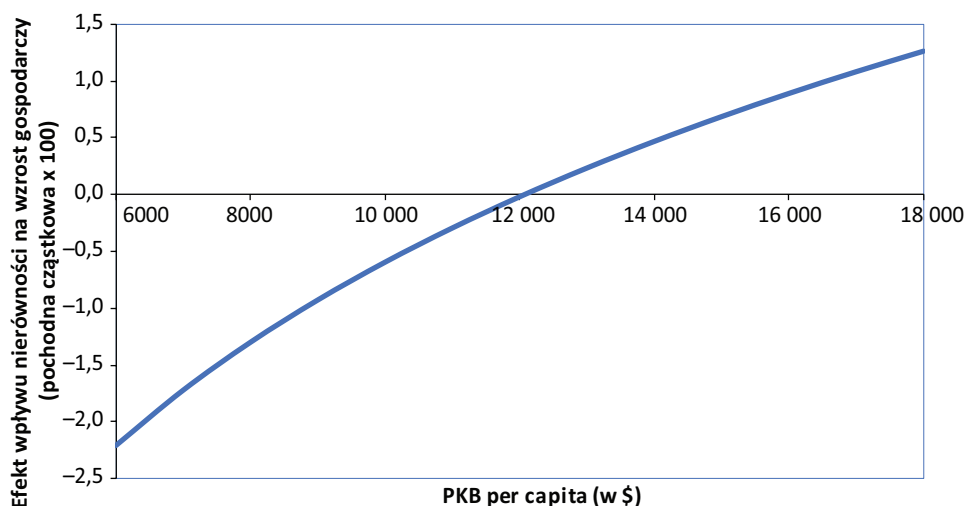
Rozpatrywane powyżej kanały, poprzez które nierówności mogą oddziaływać na wzrost gospodarczy, nie dostarczają jednoznacznej odpowiedzi co do kierunku ich wpływu. Z jednej strony pewien poziom nierówności jest bodźcem motywującym do wzmożonej aktywności i efektywniejszej pracy. Jednostki bardziej produktywnie osiągają wyższe dochody, otrzymując nagrodę za wysoką wydajność pracy. Z drugiej strony (oprócz wymienionych wcześniej efektów) wysoki poziom nierówności przyczynia się do powiększenia szarej strefy (np. wskutek zbyt dużych obciążeń podatkowych) czy niższej efektywności biedniejszego pracownika (brak możliwości awansu) [Kumor, Sztaudynger, 2007, s. 47–48].

Wydaje się, że sposób, w jaki nierówności dochodowe wpływają na wzrost gospodarczy, zależy będzie od tego, jakie czynniki w gospodarce przeważają. R.J. Barro [2000], podobnie jak Shin<sup>8</sup>, jest zdania, że efekt tego wpływu będzie

7 Co można przełożyć na polskie powiedzenie, że nie da się upiec dwóch pieczeni na jednym ogniu.

8 I. Shin upatruje w badaniach Barro pozytywnej empirycznej weryfikacji swojego modelu teoretycznego [Shin, 2012, s. 2050]. Opisany poniżej punkt zmiany kierunku oddziaływania został przez Barro uzyskany poprzez multiplikatywne wprowadzenie do modelu współczynnika Giniego oraz PKB per capita. PKB per capita odgrywa w nim rolę miernika

w dużej mierze zależał od poziomu rozwoju danego państwa czy regionu (co znajduje swoje odzwierciedlenie w przedstawionych wcześniej modelach teoretycznych). W krajach biedniejszych wzrost nierówności może przyczyniać się do spowalniania tempa wzrostu. Odwrotna sytuacja będzie miała miejsce w przypadku krajów bogatych, gdzie poziom nierówności wywrze pozytywny wpływ na procesy wzrostu. W swoich analizach Barro wykazał, że dla poziomu PKB per capita równego 2070 \$ (rok 1985, dolar amerykański) występuje ekstremum. Poniżej tej wartości nierówności dochodowe będą miały negatywny wpływ na wzrost gospodarczy. Jeśli jednak gospodarka charakteryzuje się wyższym PKB per capita niż oszacowana wartość, to nierówności dochodowe będą miały pozytywny wpływ na tempo wzrostu gospodarczego [Barro, 2000, s. 18]. Autor zrewidował swoje wyniki w trakcie dalszych badań nad tym problemem. Potwierdziły one występowanie punktu zwrotnego dla omawianej relacji pomiędzy krajami biednymi i bogatymi. Punkt ten, ponownie mierzony za pomocą PKB per capita (ceny stałe z roku 2000), oszacowano na ok. 11 900 \$ [Barro, 2008, s. 7]. Graficzną prezentację zmian kierunku wpływu nierówności na wzrost w zależności od poziomu dochodu zaprezentowano na rysunku 2.3<sup>9</sup>.



**Rysunek 2.3.** Wpływ nierówności na wzrost gospodarczy w zależności od poziomu PKB per capita

**Źródło:** opracowanie na podstawie R.J. Barro [2008, s. 11]. Wykorzystano zaokrąglone oszacowania prezentowane w cytowanym artykule.

niedoskonałości rynku kredytowego. Jako miernik alternatywny Barro wykorzystał również agregat monetarny M2 (w relacji do PKB). Okazał się on jednak nieistotny statystycznie, co autor skonkludował stwierdzeniem, że udział agregatu M2 jest gorszym miernikiem niedoskonałości rynku kredytowego niż PKB per capita [Barro, 2000, s. 18].

- 9 Na osi pionowej odłożono wartości pochodnej cząstkowej dla zmiennej reprezentującej wzrost gospodarczy, po zmiennej reprezentującej nierówności, przy zadanych wartościach PKB per capita.

Wśród innych badań empirycznych, które potwierdzały potencjalnie odmienne mechanizmy oddziaływania polaryzacji dochodów na wzrost gospodarczy w krajach rozwiniętych i rozwijających się, warto wymienić badania m.in. takich autorów, jak: A. Castelló [2010]; D.M. Halter, M. Oechslin, J. Zweimüller [2014]; G. Kolev, J. Niehues [2016]. W badaniach tych stwierdzono pozytywny wpływ dla krajów bogatych i negatywny dla krajów biednych. Z kolei S. Voitchovsky [2005] analizowała odmienny wpływ prawego i lewego ogona zróżnicowania dochodów na wzrost gospodarczy. Efekt ten był pozytywny dla wzrostu zróżnicowania w górnych rejestrach rozkładu oraz negatywny, jeśli chodzi o polaryzację płac wśród najbiedniejszej części badanych społeczeństw.

Warto również wspomnieć, że D. Chambers i A. Krause [2010] empirycznie pozytywnie zweryfikowali hipotezy z przedstawionego wcześniej modelu Galora i Moava. Podobnie do wspomnianego modelu zauważają, że w gospodarkach słabiej rozwiniętych zasoby zarówno kapitału fizycznego, jak i ludzkiego są rzadkie. Ten pierwszy kapitał ma jednak większą produktywność krańcową niż drugi. Większe nierówności wspomagają generowanie zasobu kapitału fizycznego, a przez to przyspieszają wzrost gospodarczy. Obie formy kapitału są jednak komplementarne i wraz z akumulacją kapitału fizycznego na znaczeniu zaczyna zyskiwać również ten ludzki – zmniejszając „efektywność” nierówności w relacji ze wzrostem gospodarczym. Po pewnym czasie (przy odpowiednim poziomie kapitału fizycznego) kapitał ludzki osiągnie większą produktywność krańcową niż kapitał fizyczny, a polaryzacja płac będzie coraz mocniej upośledzać wzrost gospodarczy. Wykorzystując semiparametryczne metody estymacji (dane dla 56 krajów oraz pięcioletnich okresów z lat 1960–2000), autorzy stwierdzili, że faktycznie wyższe poziomy kapitału fizycznego na osobę związane są z malejącym współczynnikiem wpływu przy nierównościach [Chambers, Krause, 2010, s. 155, 168].

Negatywny wpływ nierówności na procesy wzrostu gospodarczego potwierdzili w swoich badaniach m.in. T. Persson i G. Tabellini [1994]. Autorzy swoje analizy prowadzili na próbie panelowej (49 krajów, lata 1960–1985). Otrzymali następujące oszacowania równania wzrostu [Persson, Tabellini, 1994, s. 612]:

$$\frac{\dot{X}}{CAP} = -2,6 + 0,19N_m - 0,53\frac{X}{CAP} + 0,041PSCHOOL$$

gdzie:  $\frac{\dot{X}}{CAP}$  – średnioroczny wzrost PKB na mieszkańca w badanych latach,  $N_m$  – udział dochodów osobistych biedniejszych 60% ludności (1965 rok),  $\frac{X}{CAP}$  – poziom PKB na mieszkańca (1960 rok, w tys. dolarów),  $PSCHOOL$  – udział dzieci uczęszczających do szkoły podstawowej (1960 rok).

W prezentowanym powyżej równaniu zmienna  $N_m$  wyraża równomierność dochodów. Dodatni parametr przy tej zmiennej oznacza, iż wzrost równomierności mierzonej udziałem uboższej części społeczeństwa w dochodach ogółem o 1 p.p. spowoduje wzrost średniego tempa PKB na mieszkańca o ok. 0,19 p.p.

Na podstawie wyników można stwierdzić, że wzrost nierówności przyczyni się do spadku średniego tempa PKB na mieszkańca.

Do innych badań, w których potwierdzono negatywny wpływ nierówności dochodów na wzrost gospodarczy, można zaliczyć prace m.in. takich autorów, jak: A. Alesina, D. Rodrik [1994]; R. Perotti [1996]; K. Deininger, L. Squire [1998]; S. Knowles [2005]; M.J.D. Ostry, M.A. Berg, M.C.G. Tsangarides [2014]; F. Cingano [2014]; J.B. Madsen, M.R. Islam, H. Doucouliagos [2018]; D. Hong Vo i in. [2019]. Pierwsze cztery z wymienionych powyżej badań były oparte na danych przekrojowych. Jest to struktura, dla której najczęściej uzyskiwano negatywny kierunek relacji między nierównościami a wzrostem gospodarczym. Ostry, Berg oraz Tsangarides [2014] w swoich badaniach wykorzystali współczynnik Giniego zarówno przed, jak i po redystrybucji dochodu (tj. po uwzględnieniu podatków, transferów itp.). Wpływ redystrybucji (rozumianej jako różnica między tymi dwoma indeksami) okazał się jednak nieistotny statystycznie. Autorzy zastrzegają, że duża redystrybucja może mieć negatywny wpływ na wzrost gospodarczy, przewyższając korzyści związane z samym zmniejszeniem nierówności. Do ciekawych wniosków dochodzą D. Hong Vo i in. [2019]. Badacze wydzielili w próbie kraje o średnim dochodzie, w których efekt wpływu nierówności był również negatywny, ale siła tego efektu była wyższa niż w przypadku pełnej próby. Z kolei D. Herzer i S. Vollmer [2013] stwierdzili, że w krajach bogatych wzrost koncentracji dochodów w rękach 10% najbogatszej części społeczeństwa negatywnie wpłynie na wzrost gospodarczy, a długookresowa zależność może także bieć w odwrotnym kierunku [zob. Piketty, 2015].

Badania nad pozytywnym wpływem nierówności na wzrost gospodarczy prowadziła m.in. K.J. Forbes [2000]. Doszła do wniosku, że w okresie krótkim oraz średnim wzrost nierówności w kraju przekłada się pozytywnie na proces wzrostu gospodarczego. Zastrzegła jednak, że mimo silnej istotności związku zależność ta nie musi odnosić się do bardzo biednych krajów [Forbes, 2000, s. 884–886]. Pozytywną relację między polaryzacją dochodów a wzrostem gospodarczym stwierdzili również m.in.: A. Rubin, D. Segal [2015] oraz S. Biswas, I. Chakraborty, R. Hai [2017].

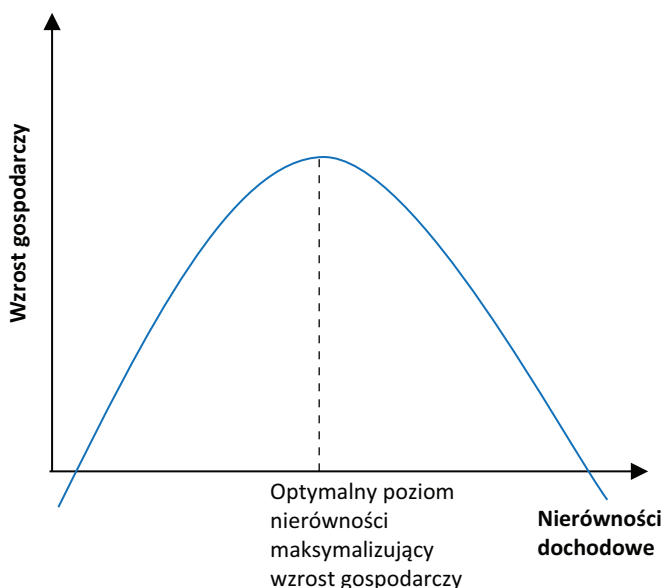
Dwuznaczność wniosków płynących z poszczególnych badań doprowadziła do zaproponowania relacji nieliniowej (najczęściej przybliżanej za pomocą funkcji o kształcie paraboli<sup>10</sup>), która w zależności od istniejących warunków (np. zbyt duży albo zbyt mały poziom nierówności w odczuciu społecznym) dopuszcza pozytywny lub negatywny efekt oddziaływania nierówności na wzrost gospodarczy. W znacznie mniej licznych badaniach empirycznych koncepcję tę zastosowali m.in.: G. Blümle, F.L. Sell [1998]; B.-L. Chen [2003]; A.V. Banerjee, E. Dufló

10 S. Knowles [2005] uważa, że dwuznaczność wyników spowodowana jest stosowaniem nieporównywalnych danych albo mierników niepasujących do badanego kanału transmisji. F. Cingano [2014] po dokonaniu przeglądu literatury jako potencjalne źródła niejednoznaczności wyników wskazuje m.in.: ułomność mierników nierówności (pewne efekty mogą ujawniać się tylko w poszczególnych partiach rozkładu dochodów), jakość samych danych, metody estymacji i, jak już wspomniano, pokrycie przestrzenne danych (kraje rozwijające się i rozwinięte ujęte razem uśredniają efekt).

[2003]; M. Bengoa, B. Sanchez-Robles [2005]; F. Hasanov, O. Izraeli [2011] czy J.G. Brida, E.J. Sanchez Carrera, V. Segarra [2020]. W polskiej literaturze koncepcja parabolicznej zależności pomiędzy nierównościami dochodowymi a wzrostem gospodarczym przedstawiona została przez J.J. Sztadyngera [2003, s. 76].

Graficzną ilustrację parabolicznej relacji nierówności i wzrostu gospodarczego przedstawiono na rysunku 2.4. Jak wynika z rysunku, wzrost nierówności 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 i wydajności. To z kolei przekłada się na opisywany wcześniej bodziec motywujący pracowników do bardziej efektywnej pracy. Gdy jednak zróżnicowanie wynagrodzeń jest zbyt duże, coraz większy udział dochodów przypada na coraz mniejszą grupę pracowników. 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) [Kumor, 2011, s. 32; Kumor, Sztadynger, 2007, s. 48; Kumor, 2008, s. 49–50].

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 – państwa i związków zawodowych jako opiekunów reprezentujących interesy słabszych ekonomicznie jednostek [J.J. Sztadynger, 2003, s. 77].



**Rysunek 2.4.** Graficzna prezentacja parabolicznego wpływu nierówności na wzrost gospodarczy

**Źródło:** opracowanie na podstawie J.J. Sztadynger [2005, s. 71] oraz P. Kumor [2011, s. 32].

Koncepcje parabolicznego wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy zastosowali w swoich badaniach dla Polski P. Kumor i J.J. Sztudynger [2007]. Dane statystyczne wykorzystane do estymacji modelu dotyczyły okresu 1980–2004. Wzrost gospodarczy (mierzony stopą wzrostu PKB) został uzależniony od stopy inwestycji, stopy wzrostu zatrudnienia oraz nieliniowo wprowadzonego zróżnicowania płac (mierzonego współczynnikiem koncentracji Lorenza). Równanie z oszacowanymi wartościami parametrów przyjmuje następującą postać [Kumor, Sztudynger, 2007, s. 52]:

$$PKB = -76,35 + 0,756ZATR + 0,274\left(\frac{I}{PKB}\right)_{-1} - 0,092WL_{-1}^2 + 5,29WL_{-1}$$

gdzie:  $PKB$  – tempo wzrostu PKB w cenach stałych (w %),  $ZATR$  – stopa wzrostu zatrudnienia na podstawie stosunku pracy (w %),  $\left(\frac{I}{PKB}\right)$  – stopa inwestycji mierzone na relację nakładów brutto na środki trwałe do PKB w cenach bieżących do (w %),  $WL$  – zróżnicowanie płac mierzone współczynnikiem koncentracji Lorenza.

Na podstawie otrzymanych wyników stwierdzono występowanie istotnej parabolicznej zależności pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym. Autorzy oszacowali również optymalne zróżnicowanie dochodów rozumiane jako wartość maksymalizująca wzrost PKB. Wartość ta wyniosła ok. 28,8%. Oznacza to, że kształtowanie się współczynnika poniżej albo powyżej tego poziomu będzie wiązało się z pewną utratą części potencjalnego tempa wzrostu [Kumor, Sztudynger, 2007, s. 52–56].

Paraboliczna koncepcja 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 bądź 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). W tym samym czasie uboższe grupy społeczne wyrażą zapewne większą dozę akceptacji dla takich działań. Idea optymalnego poziomu nierówności dochodowych, będącego społecznie najbardziej akceptowanym, wydaje się znacznie bardziej przekonująca niż założenie o liniowym wpływie.

## 2.6. Relacje pomiędzy zróżnicowaniem dochodów i płac a poziomem produktywności w ujęciu teoretycznym i empirycznym

Analizy prowadzone w rozdziale 4 będą opierać się na modelach wpływu poziomu nierówności płac na poziom łącznej produktywności czynników produkcji (TFP), którą można interpretować jako efektywność wykorzystania uwzględnionych czynników (w funkcji produkcji)<sup>11</sup>. W związku z tym pojawia się pytanie, czy, i w jaki sposób, zmiany poziomu nierówności mogą wpływać na zmiany poziomu tej produktywności i jakie będą tego konsekwencje dla wzrostu gospodarczego. Część z możliwych mechanizmów transmisji (w relacji poziomów) została już przedstawiona w poprzednich akapitach (aspekt motywacyjny czy kanał transmisji polityki gospodarczej). Wydaje się jednak, że warto naświetlić tę kwestię jeszcze szerzej.

Z teorii wzrostu endogenicznego wynika, że czynniki determinujące poziom TFP determinują jednocześnie długookresowy wzrost gospodarczy. Postęp techniczny wyrażony jako stopa wzrostu TFP jest wtedy wynikiem kumulacji tych czynników [por. Florczak, 2011b]. Oczywiście nie można wykluczyć, że poziom danego czynnika bezpośrednio wpływa zarówno na poziom, jak i na stopę wzrostu TFP<sup>12</sup>. Łatwo to wyjaśnić na przykładzie kapitału ludzkiego. Pracownicy wyposażeni w lepszej jakości kapitał ludzki będą nie tylko efektywniejsi (wpływ poziomu kapitału ludzkiego na poziom TFP), lecz także będą kreatorem postępu technicznego (wpływ poziomu kapitału ludzkiego na stopę wzrostu TFP). Występuje tu więc szereg pozytywnych sprzężeń zwrotnych silnie akcentowanych w teoriach wzrostu endogenicznego (np. innowacje zwiększają poziom produktywności, a wyższa produktywność pozwala generować innowacje). Wydaje się, że nierówności dochodów (płac) mogą mieć podobny charakter, tj. z wymienionych wcześniej powodów mogą oddziaływać zarówno bezpośrednio na wzrost gospodarczy, jak i na poziom łącznej produktywności czynników produkcji. W rozdziale 1 wskazano szereg badań, w których potwierdzono wpływ polaryzacji dochodów na różne składowe kapitału ludzkiego i społecznego. Nierówności mogą więc poprzez wpływ na te składowe oddziaływać zarówno na poziom produktywności, jak i wzrost gospodarczy.

W przedstawionym powyżej nurcie swój strukturalny model wpływu polaryzacji dochodów gospodarstw domowych na produktywność zbudowali H. Albig i in. [2017]. W równaniu długookresowym trend TFP został uzależniony od stopy

11 Łącznej produktywności czynników produkcji poświęcono rozdział 3.

12 Bardzo często zdarza się, że w analizach wprowadza się do modelu poziom danej zmiennej zarówno przy objaśnianiu poziomu, jak i przyrostu TFP. Przykładem takim może być np. badanie Pietrucha i in. [2018], gdzie znaczna część czynników objaśniających poziom TFP miała również statystycznie istotny wpływ na stopę wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji, w tym również opisywany poniżej w przykładzie poziom kapitału ludzkiego.

inwestycji (w badania i rozwój) oraz zasobu kapitału ludzkiego. Nierówności dochodów działają na poziom TFP w sposób pośredni, poprzez dodatkowe równanie akumulacji kapitału ludzkiego (uzależnionego również od stopy inwestycji w edukację)<sup>13</sup>. W krótkim okresie zróżnicowanie dochodów zostało uwzględnione dwójako. Po stronie podażowej działa bezpośrednio na lukę TFP<sup>14</sup>, a po stronie popytowej na stopę oszczędności. Budowa modelu nawiązuje więc bezpośrednio do kanałów wyróżnionych w poprzednim podrozdziale. Ich analizy dla gospodarki niemieckiej wykazują, że pozytywny efekt wpływu nierówności dochodów na gospodarkę jest obserwowany w krótkim okresie. W długim okresie dominuje efekt negatywny poprzez upośledzanie akumulacji kapitału ludzkiego. Otrzymane równania długookresowe prezentowały się następująco:

$$\ln(TFP_t^{TREND}) = -8,44 + 0,087 * \ln(HK_t) + 0,18 * \ln(I_t)$$

$$\Delta HK_t = 14,54 + 2,25 * \ln(g) - 2,20 * \ln(DIST)$$

gdzie:  $TFP_t^{TREND}$  – długookresowy trend (poziom) TFP,  $HK_t$  – średni (8 kwartałów) zasób kapitału ludzkiego,  $I_t$  – średnia (8 kwartałów) stopa inwestycji (badania i rozwój),  $\Delta HK_t$  – długookresowy przyrost kapitału ludzkiego (15 lat),  $g$  – średnia długookresowa stopa inwestycji w edukację (15 lat),  $DIST$  – średnie zróżnicowanie dochodów (15 lat).

D. Herzer i S. Vollmer [2012] również akcentują kanał wpływu związany z kapitałem ludzkim. Modelują poziom dochodu (PKB) per capita w zależności od zróżnicowania dochodów gospodarstw domowych mierzonego współczynnikiem Giniego oraz stopy inwestycji (jako głównego determinanta poziomu dochodu). Uwzględnienie wspomnianego kanału następuje poprzez pominięcie w modelu miary kapitału ludzkiego, gdyż według autorów w innym przypadku ta usuwałaby efekt transmisji przez ten kanał. Badanie przeprowadzono dla panelu 46 krajów (22 rozwiniętych oraz 24 rozwijających się) w latach 1970–1995. Analiza wskazuje, że efekt wpływu polaryzacji dochodów jest negatywny i o około połowę słabszy niż ten wynikający ze stopy inwestycji. Stąd też rację bytu ma polityka redystrybucyjna nakierowana na biedniejszą część społeczeństwa w celu ułatwienia im akumulacji kapitału ludzkiego. W kontraście do badań przedstawionych w poprzednim podrozdziale, autorzy tego badania nie stwierdzają istotnych różnic w wynikach otrzymanych osobno dla krajów biednych oraz bogatych. Należy jednak wspomnieć, że nie dopuszczali oni istnienia relacji nieliniowej. Ponadto wyróżnione grupy mogły być na tyle heterogeniczne, że utrudniło to wykazanie jakichkolwiek różnic w działaniu omawianego mechanizmu.

13 Wzrost poziomu nierówności obniża przyrost kapitału ludzkiego, a to z kolei (z opóźnieniem) obniża poziom TFP. Uwidacznia się więc wpływ pośredni poziomu zróżnicowania dochodów na poziom TFP.

14 Zdefiniowaną jako procentowe odchylenie TFP od swojego trendu.

Przed przedstawieniem kolejnych koncepcji, które, jak się wydaje, mogą być również teoretycznym wsparciem do badania zależności między nierównościami płac a poziomem TFP, warto wspomnieć o podstawowych funkcjach samego wynagrodzenia. S. Borkowska [2012, s. 28] wyróżniła cztery funkcje:

- 1) dochodową,
- 2) kosztową,
- 3) motywacyjną,
- 4) społeczną.

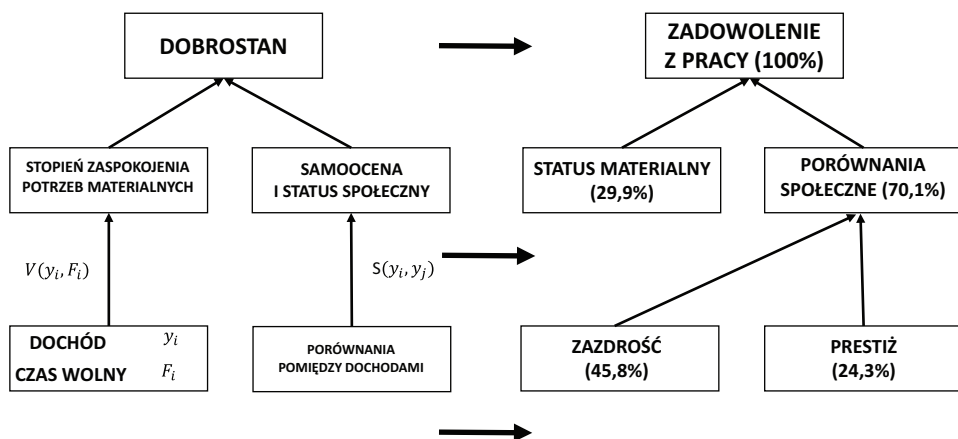
Z punktu widzenia celu pracy najważniejsze wydają się dwie ostatnie funkcje, tj. motywacyjna i społeczna. Poziom płacy jest głównym czynnikiem motywującym nie tylko do podjęcia pracy, lecz także wzrostu jej efektów, pozostawania przy niej oraz szeroko pojętego wzrostu umiejętności samego pracownika. Jak zauważa S. Borkowska [2012, s. 28]: „[...] umiejętna gra płacowa może wydatnie przyczynić się do wzrostu efektywności i dynamicznego rozwoju firmy. [...] Poziom i zróżnicowanie wynagrodzeń musi odpowiadać systemom wartości i oczekiwań występujących w danym kraju, społeczności, grupie zawodowej”. Jak stwierdza autorka, jest to istota funkcji społecznej wynagrodzeń, która rodzi konieczność m.in. przeciwdziałania nadmiernemu i nieuzasadnionemu zróżnicowaniu płac, a także rozwiązywania problemów oraz zapobiegania konfliktom związanym z systemem wynagrodzeń<sup>15</sup>. W związku z tym, że egalitarność systemu wynagrodzeń wzrasta wraz ze znaczeniem społecznej funkcji płacy, to funkcja ta ma większe znaczenie w społeczeństwach uboższych oraz w sektorach schyłkowych. Odwrotnie zaś działa funkcja motywacyjna, która implikuje wzrost zróżnicowania w systemie płac poprzez premiowanie pracowników o najwyższych kwalifikacjach lub perspektywach ich dalszego rozwoju [Borkowska, 2012, s. 29]. Istotne jest nie tylko to, aby system płac był zróżnicowany, lecz także, aby poziom tego zróżnicowania był odpowiedni – w zależności od konkretnych uwarunkowań, w których funkcjonuje (najlepiej godził różne interesy). Jak już wspomniano, w ujęciu makroekonomicznym (w kontekście wzrostu gospodarczego) na rolę odpowiedniego poziomu zróżnicowania płac wskazują badania prowadzone m.in. przez P. Kumora i J.J. Sztaudyngera [2007].

W rozdziale 1 wspomniano o możliwych związkach nierówności z poczuciem szczęścia oraz jego wpływem na produktywność. W tym kontekście należałoby zadać pytanie, czy polaryzacja płac jest związana z poziomem satysfakcji z pracy<sup>16</sup> i czy przekłada się to w jakiś sposób na zaangażowanie pracownika w wykonywanie zleconych mu zadań. Na pierwszą część tego pytania starali się odpowiedzieć

15 Autorka, obok wyżej wymienionych warunków koniecznych do realizacji społecznej funkcji płac, wymienia jeszcze ochronę poziomu realnych wynagrodzeń (w tym płacy minimalnej) oraz konieczność kształtowania najniższego wynagrodzenia na poziomie zapobiegającym ubóstwu pracownika i członków jego gospodarstwa.

16 Jest to kategoria węższa niż ogólne poczucie szczęścia, ale, jak się wydaje, bardziej odpowiednia jako przedmiot analizy w kontekście relacji pomiędzy nierównościami płac a efektywnością.

m.in. C. Wunder oraz J. Schwarze [2006]. Opierając się na wspomnianych już pracach Easterlina [1974] oraz Hirschmana i Rothschilda [1973], zakładają oni, że indywidualna funkcja dobrobytu (użyteczności) nie zależy wyłącznie od osiąganego poziomu konsumpcji (dochodu oraz czasu wolnego w funkcji  $V$ ), ale także od wyniku porównań z innymi członkami społeczeństwa i wynikającej z nich relatywnej pozycji dochodowej (funkcja  $S$ ). Schemat tych powiązań przedstawiono na rysunku 2.5.



**Rysunek 2.5.** Satysfakcja z pracy a zróżnicowanie płac w modelu Wundera i Schwarzego

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie C. Wunder i J. Schwarze [2006, s. 4, 14].

Funkcja porównań między dochodami  $S$  uwzględnia dwa efekty. Po pierwsze w wyniku porównań jednostka otrzymuje informację o tym, czy jest ceniona (org. *esteemed*) przez członków grupy referencyjnej. Po drugie świadomość relatywnej pozycji względem innych jest ważnym elementem wpływającym na samoocenę. Autorzy specyfikują następującą postać funkcji  $S$  [Wunder, Schwarze, 2006, s. 5–8]:

$$S = \frac{a}{n-1} \sum_{j=i+1}^n (y_j^R - y_i) + \frac{b}{n-1} \sum_{j=1}^{i-1} (y_i - y_j^P)$$

Funkcja ta uwzględnia efekt porównań z bogatszymi jednostkami (pierwsza suma) oraz efekt porównań z jednostkami biedniejszymi (druga suma). Parametry  $a$  i  $b$  pełnią funkcję wag, a ich znak decyduje o typie efektu, przez który wynik porównania transmitowany jest na dobrobyt. Jeśli parametr  $a$  jest większy od zera, to działa efekt sygnałny (informacyjny), a wzrost dystansu do bogatszych osób jest nadzieją na poprawę sytuacji własnej dla rozpatrywanej jednostki w przyszłości. Parametr  $a$  mniejszy od zera oznacza, że jednostka nie godzi się na wzrost dystansu do bogatszych członków społeczeństwa. Uważa, że jest to niesprawiedliwe, a rynek źle wycenia jej umiejętności i produktywność, które – w jej ocenie – nie są gorsze od tych posiadanych przez lepiej zarabiających (efekt zazdrości).

W przypadku parametru  $b$  większego od zera występuje efekt prestiżu. Dana jednostka dostrzega, że jej wysiłki są doceniane i powinno to mieć odzwierciedlenie w wyższej pozycji płacowej względem innych. Parametr  $b$  mniejszy od zera oznacza występowanie tzw. efektu żalu. Jednostka może dostrzegać, że gorzej zarabiający pracownicy nie angażują się w pełni w zlecane obowiązki, co czyni ich tzw. *free-riders* i powoduje większe obciążenia dla tych, którzy zarabiają więcej.

C. Wunder oraz J. Schwarze estymują parametry powyższej funkcji  $S$ , rozszerzając ją oczywiście o dobrostan materialny oraz szereg zmiennych kontrolnych związanych z uwarunkowaniami indywidualnymi i instytucjonalnymi (takimi jak wiek, stan cywilny, sektor zatrudnienia itp.). Dane dotyczą gospodarki niemieckiej, a zmienna zależna  $S$  jest mierzona odpowiedzią na pytanie: „Jak bardzo zadowolony jesteś ze swojej pracy?” w skali od 0 (w ogóle niezadowolony) do 10 (całkowicie zadowolony). Grupy referencyjne wytypowano na podstawie kryterium geograficznego oraz klasyfikacji zawodów. Jako miarę nierówności zastosowano uogólnione miary entropii (co pozwoliło na dekompozycję), a estymacji dokonano za pomocą modelu wielopoziomowego. Wyniki pokazały (por. rysunek 2.5), że wzrost użyteczności (dobrobytu) wskutek wzrostu dochodu z pracy dla „medianowej” jednostki w danej grupie można w ok. 30% przypisać satysfakcji ze wzrostu możliwości zaspokojenia potrzeb materialnych. Pozostałe ok. 70% pochodziło z efektu porównań pomiędzy jednostkami. Przy czym ok. 46% pochodziło z redukcji efektu „zazdrości” (oszacowanie parametru  $a$  było ujemne) względem bogatszych, a ok. 24% ze wzrostu prestiżu (oszacowanie parametru  $b$  było dodatnie). Podobnie jak w przypadku badań przedstawionych w rozdziale 1 silniejsze okazały się porównania względem bogatszych oraz występowanie efektu tunelu ukazującego wzrost zróżnicowania płac jako pozytywny sygnał na przyszłość. Jeśli założyć, że zadowolenie z pracy wpływa na poziom efektywności pracownika (co starano się przedstawić w następnym akapicie), to badania prowadzone przez Wunder i Schwarze wskazują, że istotną rolę w tej relacji odgrywa poziom zróżnicowania płac.

P. Böckerman i P. Ilmakunnas [2012] badali, jak zadowolenie z pracy wpływa na produktywność pracowników. Związek ten tłumaczony jest w bardzo prosty sposób. Niezadowolony pracownik ma skłonności do wyolbrzymiania negatywnych aspektów swojej pracy, co prowadzi do niższej jego wydajności. Jak zauważają autorzy, manifestacja niezadowolenia może mieć szczególne znaczenie w zawodach wymagających interakcji z innymi ludźmi, a przez to wpływać na osiągnięcia ich samych (efekt „rozlewania się” niezadowolenia) [zob. rów. Wright, Cropanzano, 2007]. Autorzy zwracają uwagę na kilka potencjalnych kanałów wpływu zadowolenia z pracy na wyniki w niej osiągane. Pierwszym z nich jest jego bezpośrednie przełożenie się na produktywność pracownika wskutek redukcji świadomego bądź nieświadomego bumelowania w pracy. Po drugie zadowolony pracownik będzie potencjalnie wykazywał silniejszą identyfikację z wartościami firmy, w której pracuje, oraz mniejsze skłonności do działań na jej szkodę, w tym do uczestnictwa w strajkach. Po trzecie niezadowolenie może być przyczyną zwiększonej absencji

w pracy. W takim przypadku, jak wskazują cytowani autorzy, znalezienie zastępstwa również może powodować spadki produktywności. Osoba zastępująca będzie mieć więcej obowiązków do wykonania w tym samym czasie pracy. Po czwarte niezadowolenie pracowników potęguje rotację w firmie, a to przekłada się nie tylko na mniejszą produktywność (nowy pracownik musi się wdrożyć), lecz także na same koszty związane z poszukiwaniem nowej siły roboczej<sup>17</sup>. Jako ostatni kanał Böckerman i Ilmakunnas wskazują związek zadowolenia z pracy z mniejszą skłonnością do wypadków w trakcie jej wykonywania. Wyniki estymacji ich własnego modelu, utworzonego na podstawie danych z fińskich zakładów, wskazują na pozytywny i istotnie statystyczny związek zadowolenia z pracy z produktywnością. Wyniki estymacji były zbliżone zarówno dla zmiennej zależnej zdefiniowanej jako wartość dodana na liczbę przepracowanych godzin, jak i dla łącznej produktywności czynników produkcji (TFP). Siła wpływu była jednak różna dla różnych metod estymacji – jednopunktowy wzrost oceny zadowolenia z pracy skutkował wzrostem wydajności od 3,5% (metoda Olley-Pakes) do nawet 20% (estymator zmiennych instrumentalnych)<sup>18</sup>. Jako jeden z czynników powodujących te różnice autorzy wskazują silną endogeniczność zmiennych.

Istnieje szereg badań mikroekonomicznych (opartych na danych dla firm albo dla drużyn sportowych), w których badano bezpośrednio wpływ zróżnicowania płac na produktywność przedsiębiorstw. Wnioski płynące z tych badań są bardzo dwuznaczne. Podczas gdy w swoich analizach np. T. Lallemand, R. Plasman i F. Rycx [2007] stwierdzili pozytywny związek omawianej relacji, to m.in. M. Bloom [1999] oraz L. DeBrock, W. Hendricks i R. Koenker [2004] w wynikach swoich badań wskazywali na negatywny kierunek związku. W swoich analizach m.in. C. Grund i N. Westergaard-Nielsen [2008], B. Mahy, F. Rycx i M. Volral [2011a, 2011b] oraz L.A. Aperte [2013] zaobserwowali występowanie relacji nieliniowej z możliwym punktem maksimum, powyżej którego wzrost polaryzacji zarobków będzie powodował spadek produktywności<sup>19</sup>.

Jak zauważają B. Mahy, F. Rycx i M. Volral [2011a; 2011b], różnice w wynikach mogą być nie tylko skutkiem różnic w specyfikach próby, tj. odmiennych środowisk, w jakich funkcjonują konkretne firmy, lecz także metodologii zbierania samych danych, wykorzystanych metod estymacji. Zastosowanie różnych typów rozkładów w tych badaniach (a co za tym idzie – analizy innych kanałów wpływu) również nie jest bez znaczenia. Autorzy sugerują np. stosowanie warunkowych

17 Chociaż autorzy nie czynią tego wskazania bezpośrednio, to wydaje się, że kanały te mają odniesienie do modeli „bumelowania” C. Shapiro i T. Stiglitz [1984], „rotacji załogi” S. Salopa [1979] oraz „wymiany podarunków” G.A. Akerlofa [1982] zbudowanych w nurcie teorii płacy motywującej, która zostanie krótko przedstawiona poniżej.

18 Satysfakcja z pracy była mierzona na skali sześciopunktowej, gdzie wartość 1 oznaczała najniższą ocenę satysfakcji z pracy. W modelach uwzględniano również zmienne kontrolne, takie jak poziom edukacji, wiek i staż pracowników, a także wielkość zakładu pracy.

19 W niektórych badaniach [np. Martins, 2008], kierunek relacji był wrażliwy na dobór estymatora.

rozkładów płac, tj. rozkładu płac określonego dla pracowników o podobnych charakterystykach, do badań bazujących na przedstawionej w następnych akapitach teorii płacy motywującej czy efekcie „turniejowym”<sup>20</sup>. Wyniki badań na podstawie danych z belgijskich firm wykazują istnienie statystycznie istotnej relacji o charakterze nieliniowym, która jest tłumaczona nakładaniem się wymienionych efektów (co również po części wyjaśnia rozbieżności w analizach innych autorów). Wniosek z tego jest taki, że nawet gdy rozkład płac dotyczy „podobnych” pracowników (w sensie odfiltrowania różnic w płacach wynikających z różnic w charakterystykach osób), to istnieje pewien optymalny poziom jego zróżnicowania, który będzie maksymalizował produktywność firmy. W przypadku zbyt egalitarnego podziału na znaczeniu traci czynnik motywacyjny, a przy zbytnej rozpiętości dochodzi do głosu „poczucie niesprawiedliwości” oraz większa śmiałość w działaniach sabotujących<sup>21</sup>. Nieliniową relację pomiędzy (warunkową) dyspersją płac a produktywnością pracy potwierdziła dla mikrodanych fińskich L.A. Aperte [2013], tłumacząc jej występowanie w podobny sposób jak poprzedni badacze<sup>22</sup>. Do pewnego poziomu polaryzacja płac działa na produktywność pozytywnie poprzez motywujący efekt „turniejowy”.

Jak już zostało wspomniane, większość mikroekonomicznych badań empirycznych nad związkami polaryzacji dochodów z produktywnością swoje teoretyczne podstawy opiera na występowaniu efektu „turniejowego” albo na modelach płacy wydajnościowej – w szczególności modelu płacy uczciwej, który przedstawili G.A. Akerlof i J.L. Yellen [1990]. W przypadku efektu turniejowego (omawianego również w rozdziale 1) wzrost zróżnicowania płac działa motywująco na zaangażowanie danej osoby w pracę, gdyż 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, co skutkuje tzw. „wyścigiem szczurów” i podejmowaniem działań mających na celu wyeliminowanie konkurencji z „rywalizacji” o nagrodę [zob. Mahy, Rycx, Volral, 2011a, s. 6–7; Aperte, 2013, s. 5–6].

U podstaw modeli bazujących na teorii płacy motywującej leży stwierdzenie R. Solowa [1979, s. 79–82], że poziom zaangażowania w pracę wykonywaną przez

20 Formalnie taka miara zróżnicowania płac wyznaczana jest jako błąd standardowy reszt z modelu regresji, w którym godzinową stawkę płac uzależnia się od charakterystyk pracownika – wieku, stażu, poziomu edukacji, zajmowanego stanowiska itp. (podobnie jak w równaniu Mincera).

21 Szczegółowa analiza wykazała, że efekt ten jest silniejszy dla wyżej wykwalifikowanych pracowników. Tłumaczone jest to faktem, że wzrost zaangażowania takiego pracownika da większy przyrost produktywności. Drugim argumentem jest fakt, że monitorowanie pracownika „w garniturze” jest trudniejsze i bardziej kosztowne niż monitorowanie pracownika fizycznego, którego efekt pracy łatwiej zmierzyć.

22 Dla bezwarunkowego rozkładu płac badaczka potwierdziła relację pozytywną. Na potencjalną relację nieliniową dla tego typu rozkładu wskazują C. Grund i N. Westergaard-Nielsen [2008].

pracownika (jego wysiłku) jest bezpośrednio zależny od wysokości otrzymywanej płacy. R. Solow wysnuł ten wniosek podczas próby wyjaśniania przyczyny sztywności płac (w dół). Jak stwierdził: *Part of the folklore of the labor market is that „you get what you paid for”* (tłum. częścią kultury rynku pracy jest to, że otrzymujesz to, za co zapłaciłeś) [Solow, 1979, s. 80]. Z jego rozważań wynika, że przedsiębiorstwa nie są zainteresowane zatrudnianiem pracowników nawet, gdy ci zgodziliby się pracować za płacę niższą niż ta aktualnie oferowana na rynku, gdyż mogłoby to spowodować spadek wydajności pracowników już pracujących oraz wzrost kosztów pracy [Kwiatkowski, 2007, s. 181; Rogut 2008, s. 70].

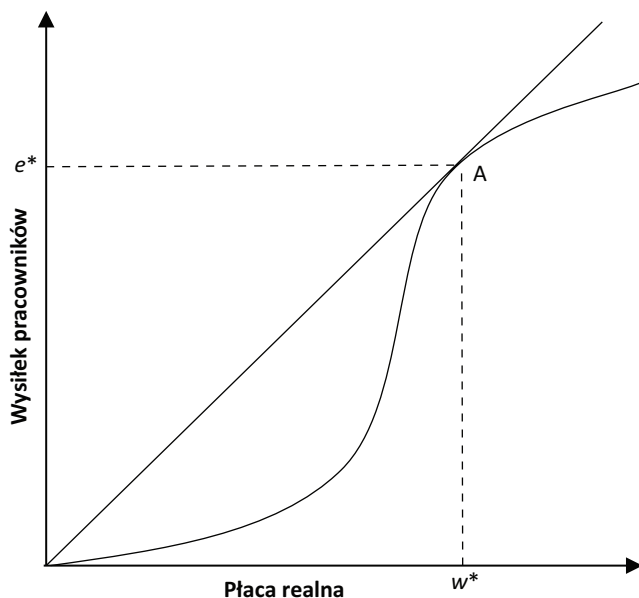
Podstawowe założenia w modelach płacy motywującej są następujące [Romer, 2000, s. 480–481; Rogut, 2008, s. 70; Snowdon, Vane, Wynarczyk, 1998, s. 324–325]:

1. Na rynku przedsiębiorstw istnieje konkurencja doskonała, gdzie efekt działalności każdej z firm (produkcja) jest uzależniony zarówno od liczby zatrudnionych pracowników, jak i od wysiłku wkładanego przez nich w wykonywaną pracę (czynniki te uwzględnia się w funkcji produkcji w sposób multiplikatywny).
2. Przedsiębiorstwa nie posiadają dokładnej wiedzy odnośnie wydajności swoich pracowników. Jak zauważa J. Liu [2002, s. 450–452], takie założenie stanowi odrzucenie standardowego, neoklasycznego poglądu o konkurencji doskonałej na rynku pracy i do pewnego stopnia jest zgodne z obserwowaną rzeczywistością – choćby dlatego, że stawka płacy ustalana jest jeszcze zanim pracownik podejmie pracę, a więc przedsiębiorstwo musi niejako założyć efekt pracy, za który będzie płacić, a także dlatego, że nie w każdym zawodzie istnieje możliwość dokładnego monitorowania wydajności.
3. Pracownicy są identyczni, a płaca realna, jaką otrzymają, jest jedyną determinantą wysiłku wkładanego w pracę.

Zależność pomiędzy wysiłkiem pracowników a oferowaną płacą realną przedstawiono na rysunku 2.6. Zgodnie z modelem płacy efektywnej przedsiębiorstwo dąży do minimalizacji kosztów płacowych na jednostkę wysiłku. W takim przypadku ustali płace realne na takim poziomie, na którym elastyczność wysiłku pracowników względem otrzymywanego wynagrodzenia jest równa dokładnie 1 (punkt A na rysunku 2.6) [Rogut, 2008, s. 71–72].

Jak już zostało wspomniane, modele płacy wydajnościowej mają za zadanie wyjaśnić przyczyny ustalania zbyt wysokich płac (wyższych niż płaca oczyszczająca rynek), które to skutkują powstawaniem bezrobocia [por. Kwiatkowski, 2007, s. 179–203]. Jednak ze względu na istotny element tych modeli w postaci związku płac realnych oferowanych pracownikom z ich zaangażowaniem można starać się wykorzystać je do wykazania zależności między zróżnicowaniem płac a poziomem produktywności (co starano się przedstawić w kilku następnych akapitach). Tym bardziej, że w modelach socjologicznych (inkorporowanych w ramach teorii płacy wydajnościowej) akcentuje się odmienną siłę roboczą względem innych czynników produkcji [zob. Akerlof, 1982]. Pracownicy bowiem posiadają swoje

preferencje, odczucia i motywacje. Pracodawca powinien zatem dążyć do ustalenia wynagrodzenia na takim poziomie, aby w sposób uczciwy wynagrodzić pracownika za jego wysiłek.



**Rysunek 2.6.** Graficzna prezentacja modelu płacy wydajnościowej

**Źródło:** opracowanie na podstawie A. Rogut [2008, s. 71].

Z takiego punktu wychodzą w swoich analizach G.A. Akerlof oraz J.L. Yellen [1990]. Wysiłek, jaki wkłada pracownik w swoją pracę, definiowany jest przez nich następująco:

$$e = \min(w/w^*, 1)$$

gdzie: wysiłek  $e$  równy 1 oznacza normalne zaangażowanie pracownika w wykonywane obowiązki,  $w$  oraz  $w^*$  oznaczają odpowiednio faktycznie otrzymywaną płacę oraz tzw. płacę „uczciwą”.

Jak wynika z przedstawionej definicji, faktyczny 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 może mieć wynik porównań z innymi jednostkami. Przedstawiana formuła zakłada, że raczej powinno się dążyć do wyrównywania różnic w płacach, aby zapobiec postrzeganiu tych różnic przez pracowników jako niesprawiedliwe. Spośród przedstawionych motywacji dla swojej koncepcji autorzy odwołują się również do teorii relatywnej deprywacji. Stwierdzają, że ludzie mają tendencję do pracowania

poniżej swoich możliwości, jeśli czują się niedocenieni, zwłaszcza finansowo. Jednak, gdy otrzymują pensję wyższą niż na to zasługują, to wcale nie pracują wydajniej. W innym artykule G.A. Akerlof [1984, s. 82] przytacza empiryczny przykład opierający się na teorii równości J.S. Adamsa. Studentów podzielono na dwie grupy, które zatrudniono do prac nad *proof-readingiem*. Jednej grupie powiedziano, że ich kompetencje są zbyt niskie, ale i tak zostanie im zapłacona „normalna” stawka. Drugiej natomiast oznajmiono, że ich kompetencje są wystarczające do tej pracy i zaoferowano tę samą, zwyczajową (rynkową) stawkę za pracę. Okazało się, że studenci, którzy myśleli, że są przepłacani, legitymowali się mniejszą stopą popełnianych błędów oraz wydajniejszą pracą w przeliczeniu na godzinę. Jak zauważa Akerlof, reprodukcje tego eksperymentu w różnych wariantach nie zawsze dawały podobne wyniki. W większości dostarczają jednak mocnych dowodów na to, że zaangażowanie pracownika zaczyna spadać, jeśli wierzy on, że nie jest dostatecznie dobrze wynagradzany.

Badania empiryczne prowadzone przez J. Liu [2002] uwzględniały oba wyżej wymienione efekty. Po pierwsze efekt deprywacji, który zdefiniowano jako zarobki poniżej tych, jakie są przeciętnie oferowane innym pracownikom o podobnych charakterystykach. Po drugie efekt płacy motywującej, który rozumiany jest jako płaca powyżej wspomnianej średniej. Wyniki wskazują na statystycznie istotny i silny, negatywny efekt wpływu deprywacji na poziom produktywności. Z kolei efekt płacy motywującej był nieistotny statystycznie. Jak zauważają autorzy, sugeruje to silne znaczenie społecznej legitymizacji nierówności, a nie samego jej poziomu w kontekście kanału motywacyjnego. Pracownicy lepiej wykształceni i z większym doświadczeniem spodziewają się wyższych płac w stosunku do ich mniej doświadczonych kolegów. Naruszenie tych oczekiwań będzie skutkować spadkiem poziomu ich produktywności. Dodatkowo w cytowanej pracy wykorzystywano dane zagregowane na poziomie gałęzi przemysłu dla Korei Południowej i Tajwanu (a nie na poziomie poszczególnych firm). Jak zauważa J. Liu, taka agregacja jest uprawniona, gdyż mogą istnieć różne typy deprywacji i płacy wydajnościowej (różne punkty odniesienia do porównań). Pracownicy zdecydowanie mają pewien obraz tego, jak kształtują się płace nie tylko w ich własnej firmie, ale także w innych przedsiębiorstwach.

Należy wziąć pod uwagę, że na rynku pracy w ujęciu makroekonomicznym występują zarówno zróżnicowania kompetencji pracowników, jak i różnice w zaangażowaniu<sup>23</sup> oraz odpowiedzialności, które są wymagane na danym stanowisku pracy (praca chirurga wymaga zdecydowanie większego zaangażowania i poziomu kapitału ludzkiego niż praca stróża nocnego). Jeśli pracownik otrzyma płacę niższą niż ta przeciętna dla pracowników jemu podobnych, to może zmniejszyć swoje zaangażowanie w pracę. Z kolei pracownik, który legitymuje się wyższym poziomem umiejętności, oczekuje płacy wyższej niż osoby o niższym wykształ-

23 W tym przypadku chodzi o minimalne potrzebne zaangażowanie niezbędne do poprawnego wykonywania pracy, a także o pewną „awersję” do wysiłku.

ceniu i umiejętnościach. Sugeruje to, że w ujęciu agregatowym powinien istnieć pewien poziom zróżnicowania płac, jeśli celem jest maksymalizacja wysiłku pracowników.

Do teorii płacy motywującej należy również model Shapiro-Stiglitz [Shapiro, Stiglitz, 1984]. Akcentuje on, że występują trudności z dokładnym monitorowaniem wysiłku pracowników. Dlatego też przedsiębiorstwo powinno ustalać odpowiednio wysokie płace. Utrata dobrze płatnego zatrudnienia w przypadku bycia złapanym na bumelowaniu będzie dla pracownika znacznie bolesniejsza (szczególnie w przypadku niskiej wysokości zasiłków dla bezrobotnych) [zob. Kwiatkowski, 2007, s. 183–187]. Warto jednak wspomnieć, że J.W. Albrecht i S.B. Vroman [1998] rozważali konsekwencje uchylecia założenia o homogeniczności siły roboczej w tym modelu. Heterogeniczność została przyjęta na poziomie różnej dysużyteczności względem wysiłku. Innymi słowy autorzy założyli, że pracownicy mogą różnić się pomiędzy sobą awersją do wysiłku. Z ich modelu wynika, że w takim przypadku istnienie pewnego zróżnicowania płac jest niezbędne, a w punkcie równowagi i tak będą pracownicy, którzy będą bumelować.

Na bardzo podobne, jak to przedstawiono w poprzednich akapitach, uzasadnienie relacji nierówności płac i produktywności pracy wskazuje H. Takeuchi [1985]. Według niego produktywność wymaga znacznych zespołowych wysiłków siły roboczej zatrudnionej w danej firmie. Duże różnice płac mogą być u części pracowników źródłem konfliktów, zazdrości i poczucia niesprawiedliwego traktowania (w tym bycia opłacanym poniżej swoich możliwości i kwalifikacji u osób zarabiających najmniej), co przełoży się na niższą produktywność. Wydaje się, że podobne efekty wystąpią przy zbyt niskim zróżnicowaniu wynagrodzeń. Pracownik wysoko wykwalifikowany, który jest zbyt nisko opłacany, może być mniej skory np. do angażowania się w mentoring i pomoc innym pracownikom. Jeśli tę chęć kooperacji i budowania więzi między pracownikami potraktować jako kapitał społeczny, to wydaje się, że odpowiedni poziom zróżnicowania płac jest niezbędny do budowania tego kapitału i osiągania zarówno wyższego poziomu, jak i szybszego przyrostu produktywności.

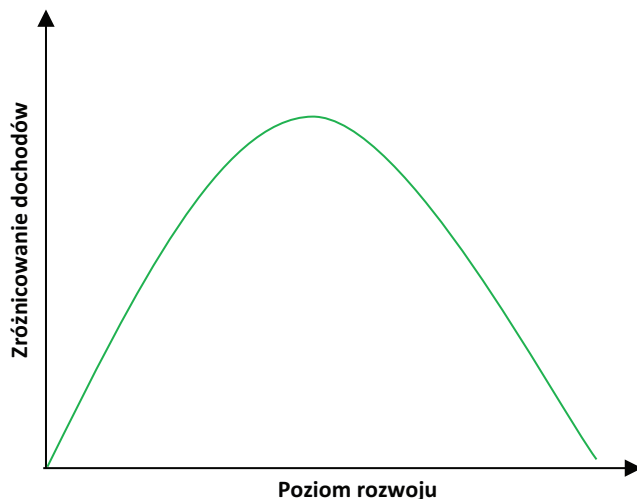
L. Policardo, L.F. Punzo i E.J.S. Carrera [2019] badali wpływ zróżnicowania płac (mierzonego współczynnikiem Giniego) na produktywność pracy dla 34 krajów OECD w latach 1995–2007. Wyniki wskazały na silny negatywny związek między tymi dwoma kategoriami. Uzasadnienia tych rezultatów badacze poszukują w przedstawionej wcześniej hipotezie płacy uczciwej. W polskiej literaturze próby uwzględnienia wpływu nierówności na poziom TFP w skali kraju podjął się W. Florczak [2011b, s. 218–228], upatrując swojej motywacji w przedstawionych wcześniej badaniach P. Kumora i J.J. Sztaudyngera. Autor, dekomponując efekty oddziaływania polaryzacji płac na wariację poziomu TFP w latach przed transformacją, stwierdził ujemny ich wpływ. W okresie po transformacji wpływ ten był dodatni. Jak podkreśla W. Florczak, trudno jednak ocenić faktycznie zagregowane efekty wpływu polaryzacji płac na TFP. Z jednej strony nie udało mu się potwierdzić występowania nieliniowej relacji w okresie po transformacji (kwadrat

zmiennej nieistotny), ale z drugiej – wzrost nierówności działa m.in. na wzrost stopy przestępczości, obniżenie dzietności i oczekiwanej długości życia, ale także wydłużenia przepracowanego czasu pracy (co akurat działa pozytywnie na TFP). Stąd też „[...] łączne, odroczone w czasie efekty wzrostu nierówności – nawet jeśli nie prowadzą do przekroczenia wzmiankowanej wielkości progowej – mogą mieć hamujący wpływ na wzrost gospodarczy” [Florczak, 2011b, s. 227].

Warto również wspomnieć, że zbyt duża koncentracja płac działa negatywnie na produktywność od strony popytowej, tj. nie zapewnia dostatecznego popytu na często drogie i wymagające znacznych inwestycji towary [zob. Foellmi, Zweimüller, 2006]. Z kolei Paweł Baranowski<sup>24</sup> przedstawia dwa dodatkowe argumenty na rzecz relacji poziomu zróżnicowania płac i poziomu produktywności (czy szerzej – poziomu dochodu). Odwołując się do modeli neoklasycznych, podkreśla, że wyjaśniają one poziom PKB, a wzrost gospodarczy jest w długim okresie stały i egzogeniczny. Drugi argument dotyczy równań typu Barro, które tak naprawdę również wyjaśniają poziom PKB, gdyż wzrost gospodarczy wygasa w efekcie konwergencji beta.

Na zakończenie należy odnotować wpływ pracy S. Kuzneta [1955] pt. *Economic growth and income inequality* na rozwój badań nad związkiem pomiędzy nierównościami a wzrostem i poziomem gospodarczym. W artykule tym rozważany jest odwrotny kierunek przyczynowości (niż przyjęty w niniejszej pracy), a próby empirycznej weryfikacji tzw. krzywej Kuzneta podejmowane są do dziś [zob. Yang, Greaney, 2017; Martínez-Navarro, Amate-Fortes, Guarnido-Rueda, 2020]. Omawiana koncepcja zakłada, że w miarę postępującego rozwoju gospodarczego kraju, nierówności początkowo będą rosły, a następnie tendencja ta ulegnie odwróceniu (zob. rysunek 2.7). Źródeł tej zmiany autor doszukuje się w kilku czynnikach. Na wzrost nierówności działają: po pierwsze procesy przejścia od gospodarki rolniczej do gospodarki opierającej się na sektorach nierolniczych (oraz migracja ludności ze wsi do miast); po drugie oszczędności poczynione przez bogatsze osoby w początkowej fazie rozwoju, które z czasem ulegają akumulacji (generują majątek). Na późniejszy spadek poziomu nierówności działają: po pierwsze stosowany system podatkowy i polityka transferów; po drugie różnice w przeciętnej liczbie urodzeń pomiędzy klasami rodzin bogatych (niska wartość) i mniej zamożnych (wyższa wartość); po trzecie upowszechnianie się technologii (redukcja zysków); po czwarte wzrost udziału sektora usług, gdzie łatwiej o dobrze płatną pracę, w stosunku do sektora rolniczego i przemysłowego. Przytoczona koncepcja spotkała się z pewną krytyką w środowisku naukowym, w tym samego Kuzneta, który napisał: *The paper is perhaps 5 per cent empirical information and 95 per cent speculation, some of it possibly tainted by wishful thinking* [Kuznets, 1955, s. 26], co w tłumaczeniu na język polski oznacza, iż artykuł opiera się w ok. 5% na empirii, a w 95% na spekulacji podsycanej życzeniowym myśleniem.

24 Korespondencja elektroniczna z dnia 8.08.2020 roku.



Rysunek 2.7. Krzywa Kuznetsa

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Kuznets [1955].

## 2.7. Podsumowanie

W rozdziale 2, oprócz podstawowych informacji dotyczących wzrostu gospodarczego, rozwoju regionalnego oraz konwergencji, przedstawiono potencjalne kanały, którymi nierówności dochodów i płac mogą oddziaływać na wzrost gospodarczy oraz poziom gospodarczy (produktywność). Teoretyczne uzasadnienia relacji pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym skupiają się głównie na czterech mechanizmach transmisji: niedoskonałości rynku kredytowego, stosunkach społecznych, ekonomii politycznej (poprzez redystrybucję lub populizm wyborczy) oraz stopach oszczędności. Wskazuje się również, że nierówności mają podwójne działanie – mogą być zarówno bodźcem motywującym, jak i zniechęcającym do pracy. Oczywiście ten sam poziom nierówności może być motywujący dla jednych, a zniechęcający dla innych. Stąd z punktu widzenia wzrostu gospodarczego oraz poziomu produktywności chodzi o pewien maksymalny stosunek efektów pozytywnych do negatywnych. Istnieją także silne przesłanki teoretyczne oraz empiryczne, że kierunek tej relacji zależy od stopnia rozwoju kraju (regionu). Wnioski z badań empirycznych nie dostarczają jednej odpowiedzi co do kierunku oddziaływania i charakteru nierówności w relacji z procesami wzrostu gospodarczego. Wynika to z tego, że nierówności w sposób istotny kształtują wiele procesów gospodarczych i społecznych. W społeczeństwach o silnej kulturze rywalizacji (np. USA) wzrost nierówności wiązany jest z szansą na awans społeczny. Taki stan rzeczy może motywować do wydajniejszej pracy i zwiększenia inwestycji w swoje

kwalifikacje. Z kolei społeczeństwa jednorodne etnicznie o silnym poczuciu wspólnoty (wysoki poziom kapitału społecznego) mogą zareagować na wzrost nierówności całkiem odmiennie (zob. rozdział 1). Jak się wydaje, zarówno bardzo niskie, jak i bardzo wysokie nierówności mogą upośledzać te procesy i mieć długookresowy skutek w postaci niższego agregatowego poziomu produktywności oraz niższej długookresowej stopy wzrostu gospodarczego. To stwierdzenie samo w sobie sugeruje odrzucenie liniowego charakteru relacji proponowanego w większości badań. B.-L. Chen [2003, s. 206–207] w swoim modelu nie identyfikuje bezpośrednio omawianych kanałów wpływu, niemniej jednak przedstawia teoretyczne uzasadnienie wprowadzenia relacji nieliniowej (do zależności pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym). Jeśli dochód jest względnie równo dzielony w społeczeństwie, to wzrost zróżnicowania będzie sygnałem zachęcającym najlepiej wykwalifikowanych pracowników do wyętej pracy, a przedsiębiorców do inwestycji. Gdy jednak nierówności są zbyt duże, wzrasta presja społeczna do podjęcia przez państwo działań redystrybucyjnych. To może zniechęcać do pracy część najlepiej zarabiających pracowników, budzić w nich poczucie niesprawiedliwości i niedostatecznego wynagradzania za wkładany wysiłek. Na bardzo podobne uzasadnienie wskazali również P. Kumor i J.J. Sztaudynger [2007]. Pomimo że w obu wspomnianych badaniach analizowane są skutki wpływu nierówności na wzrost gospodarczy, to samo uzasadnienie rodzi konsekwencje dla poziomu wydajności (produktywności) pracy. Zniechęceni pracownicy „tu i teraz” produkują mniej, znacznie rzadziej angażują się w przedsięwzięcia wykraczające poza „minimum ich obowiązków”.

Badania dotyczące relacji płac i produktywności skupiają się w przeważającej mierze na analizie danych mikroekonomicznych (firmy, kluby sportowe). Wiele wniosków empirycznych dotyczących zarówno modelu turniejowego, jak i płacy „uczciwej”, sformułowanych jest przy założeniu homogeniczności siły roboczej. Skoro jednak istnieją przesłanki, że nawet wśród pracowników homogenicznych pożądanym jest „jakiś” – ani zbyt mały, ani zbyt duży – poziom zróżnicowania wynagrodzeń, to tym bardziej uzasadnione wydaje się jego poszukiwanie w przypadku uwzględnienia różnic pomiędzy jednostkami. Status i prestiż, jakie osiągają jednostki lepiej wykształcone czy otrzymujące posadę na wysokich stanowiskach, z jednej strony są źródłem motywacji dla innych, ale z drugiej – mogą być też źródłem zazdrości. Dodatkowym argumentem jest fakt, że polaryzacja płac nie jest egzogeniczna względem charakterystyk pracownika. Jak zauważają D. Acemoglu i M. Dell [2010], prawie połowa różnic w zarobkach może być wyjaśniona przez różnice w wyposażeniu w kapitał ludzki i intensywność jego wykorzystania (tj. pracowitość). Występowanie premii za „kapitał ludzki” zadziała nie tylko jako czynnik mobilizujący do większego zaangażowania w ramach już posiadanych przez jednostkę umiejętności, lecz także skłoni ją do inwestycji w ich rozwijanie. Oba te czynniki zdecydowanie przyczynią się do wzrostu zarówno poziomu, jak i dynamiki produktywności. Z kolei zbyt duża premia za wykształcenie może demotywować do inwestycji w siebie (efekt zniechęcenia) lub nawet je uniemożliwiać.

Na związek pomiędzy napływem technologii a polaryzacją płac wskazują D.H. Autor, L.F. Katz i M.S. Kearney [2006], a także dla polskiego rynku pracy Ł. Arendt i W. Grabowski [2019].

Nadmierny wzrost zróżnicowania płac czy dochodów wewnątrz i pomiędzy regionami może wynikać chociażby z efektu aglomeracji. Regiony bogatsze, posiadające duże ośrodki miejskie, są w stanie osiągać rosnące korzyści skali. W tym kontekście prowadzi to do procesów dywergencji między regionami bogatymi oraz biednymi i ewentualnej konwergencji klubowej w ramach tego podziału [zob. P. Wójcik, 2018]. Dobrym przykładem jest tutaj województwo mazowieckie charakteryzujące się największym poziomem wewnątrzregionalnego zróżnicowania płac, a także dużym dystansem pod względem PKB per capita względem innych województw. Zlokalizowane w mieście stołecznym centrale dużych firm i rozwinięta szeroko rozumiana infrastruktura (w tym ta komunikacyjna) generują pozytywne efekty zewnętrzne dla rozwoju miasta. Jednocześnie następuje drenaż nie tylko miejscowości znajdujących się w tym województwie, lecz także regionów ościennych. Rozwój infrastruktury kolejowej w kierunku Warszawy pozwolił na wygodny, codzienny dojazd do pracy np. mieszkańcom Łodzi, bez konieczności ponoszenia wyższych kosztów związanych ze stałym zamieszkaniem w Warszawie.



## Rozdział 3

# Łączna produktywność czynników produkcji w ujęciu regionalnym

### 3.1. Wprowadzenie

Celem tego rozdziału jest przedstawienie wyników badań dotyczących szacunków łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) w podziale na województwa w latach 1999–2015. W pierwszej kolejności zaprezentowana zostanie metoda, którą wykorzystano do oszacowania wartości TFP. Następnie przedstawione zostaną metody estymacji i testów kointegracji, które w tym i kolejnym rozdziale będą stosowane do szacowania i oceny poszczególnych modeli. W ostatnim podrozdziale przedstawiono krótką analizę przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy oraz wyniki szacunków łącznej produktywności.

Łączną produktywność czynników produkcji można postrzegać jako miarę efektywności produkcji [Dańska-Borsiak, 2011; Beugelsdijk, Klasing, Milionis, 2018]. Oznacza to, że wyższa łączna produktywność czynników produkcji pozwala wytworzyć więcej produktu przy tych samych nakładach tych czynników (w zależności od założeń np. kapitału, pracy, kapitału ludzkiego lub wszystkich łącznie). Wykorzystanie TFP zamiast wydajności pracy ma swoje zalety, gdyż ten pierwszy miernik odzwierciedla wyłącznie efektywność, z jaką różne nakłady są wykorzystywane i łączone. Oddaje to lepiej „wyrafinowanie” procesu produkcyjnego [Beugelsdijk, Klasing, Milionis, 2018, s. 463]. Dodatkowo w niniejszej pracy przyjęto hipotezę, że nierówności jako takie nie są czynnikiem produkcji, ale wpływają na wydajność właśnie poprzez efektywność wykorzystania tych czynników. Obniżone zaangażowanie pracowników oraz ich niższy poziom kapitału ludzkiego będą miały również swoje konsekwencje dla produktywności kapitału fizycznego. Pracownicy bowiem wykorzystują go w ramach procesu produkcyjnego – do pewnego stopnia te dwa zasoby są komplementarne. Istotne jest więc nie tylko zaawansowanie technologiczne kapitału fizycznego, lecz także to, czy pracownicy są w stanie odpowiednio go wykorzystać. Warto podkreślić, że podstawowa krytyka równań wzrostu gospodarczego typu Barro dotyczy uwzględniania w nich szeregu zmiennych, które *de facto* nie są czynnikami produkcji, a więc działają „w drugiej

kolejności”. W pierwszej kolejności działają bowiem 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. Florczak, 2011b, s. 136].

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 wpływu nierówności na efektywność gospodarowania. Jak zauważają J.M. Sztaudynger oraz J.J. Sztaudynger [2019, s. 686], niewątpliwą wadą szacowania TFP na podstawie funkcji produkcji jest duża zależność uzyskiwanych wyników od uwzględnionych w niej czynników produkcji. Oszacowania te będą również zależeć od przyjętej (bądź oszacowanej) wartości elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy<sup>1</sup>.

### 3.2. Sposób pomiaru łącznej produktywności czynników produkcji

Jedną z najpopularniejszych metod szacowania TFP jest metoda opierająca się na funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa. Do oszacowania wartości TFP w poszczególnych województwach wykorzystano jej następującą postać [por. np. J.J. Sztaudynger, 2005; Tokarski, 2010; Tokarski, Trojak, 2013; Roszkowska, 2013; Ciołek, Brodzicki, 2016; Acemoglu, 2009, s. 58–66]:

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha}$$

gdzie:

- $Y_{it}$  – wartość produkcji (mierzona wartością dodaną brutto w cenach stałych),
- $K_{it}$  – wartość kapitału fizycznego (mierzona wartością środków trwałych brutto w cenach stałych),
- $L_{it}$  – nakłady pracy (mierzone liczbą pracujących według BAEL),
- $A_{it}$  – łączna produktywność czynników produkcji (TFP),
- $\alpha$  – elastyczność produkcji względem kapitału,
- indeks  $i$  – województwo,
- indeks  $t$  – czas.

1 Z tego względu w załączniku Z.4. zaprezentowano wariant estymacji, w którym objaśniany jest nie poziom TFP, ale poziom wydajności pracy.

W powyższej wersji funkcji Cobba-Douglasa założono, że postęp techniczny jest neutralny w rozumieniu Harroda, tj. postęp techniczny zasila czynnik pracy. Tak uwzględniony postęp techniczny implikuje w modelu Solowa zbieżność do stanu ustalonego [Tokarski, 2005, 2010; Ciołek, Brodzicki, 2016]. Następnie funkcję produkcji przekształcono do postaci funkcji wydajności pracy:

$$\frac{Y_{it}}{L_{it}} = A_{it}^{(1-\alpha)} \left( \frac{K_{it}}{L_{it}} \right)^{\alpha}$$

W dalszej kolejności założono, że postęp techniczny kształtuje się w sposób egzogeniczny, zgodnie ze wzorem:

$$TFP_{it} = A_{it} = A_{i0} e^{h_i t}$$

gdzie:  $A_{i0}$  oznacza wyjściowy poziom TFP dla  $i$ -tego województwa,  $h_i$  – stopę egzogenicznego postępu technicznego dla  $i$ -tego województwa,  $t$  – czas (trend).

Po dokonaniu podstawień i kilku prostych przekształceń oraz uwzględnieniu stochastycznego charakteru relacji, otrzymano następującą postać modelu:

$$\ln VAL_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t + \alpha_2 \ln KL_{it} + \varepsilon_{it}$$

gdzie:

$VAL_{it}$  – wydajność pracy w  $i$ -tym województwie w roku  $t$  w cenach stałych,

$KL_{it}$  – techniczne uzbrojenie pracy w  $i$ -tym województwie w roku  $t$  w cenach stałych,

$\alpha_{1i}$  – stopa egzogenicznego postępu technicznego w  $i$ -tym województwie,

$\alpha_2$  – udział nakładów kapitału w produkcji.

Powyższy model będzie punktem wyjścia do rozważań prowadzonych w podrozdziale 3.4 i zostanie poddany estymacji. Łączną produktywność czynników produkcji można wtedy wyznaczyć rezydualnie ze zlogarytmowanej funkcji wydajności pracy na podstawie wzorów:

$$\ln(VAL_{it}) = (1 - \alpha) * \ln(TFP_{it}) + \alpha * \ln(KL_{it})$$

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

Jak wynika z powyższego wzoru, istotnym problemem przy wyznaczeniu TFP jest znajomość udziału nakładów kapitału w produkcji ( $\alpha$ ). W literaturze prezentowane są także inne podejścia, które krótko podsumowuje E. Kusideł [2013, s. 32]:

- 1) kalibracja polegająca na przyjęciu ustalonej wartości parametru z przedziału najczęściej od  $\alpha = 0,3$  do  $\alpha = 0,5$ ,
- 2) wykorzystanie klasycznej teorii produkcji i przyjęcie, że  $\alpha$  jest równe ilorazowi nadwyżki operacyjnej brutto przez wielkość produkcji (zamiast szacowania jej za pomocą funkcji produkcji).

### 3.3. Wybrane metody estymacji parametrów i testowania dla modeli panelowych

W przypadku gdy analizowany zbiór zawiera wyłącznie zmienne stacjonarne, uzasadnione jest wykorzystywanie klasycznych metod estymacji<sup>2</sup>. Występowanie w modelu zmiennych niestacjonarnych może prowadzić do zjawiska regresji pozorowanej, a co za tym idzie – do błędnych wniosków [por. Welfe, 2013]. W niniejszej pracy wykorzystano trzy panelowe testy stacjonarności. Pierwszy zastosowany sprawdzian to test Levine’a, Lina i Chu (LLC). Test ten jest panelowym odpowiednikiem testu ADF stosowanego w klasycznej analizie szeregów czasowych [por. Welfe, 2013]. Regresja podlegająca testowaniu jest następująca [Baltagi, 2008]<sup>3</sup>:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \varepsilon_{it}$$

Testowanie polega więc na sprawdzeniu, czy:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho < 0$$

W przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej stwierdza się, że badany szereg jest niestacjonarny ze względu na wszystkie rozważane obiekty. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza z kolei, że w zmiennej nie występuje pierwiastek jednostkowy we wszystkich obiektach (innymi słowy stwierdza się, że zmienna w całym panelu jest stacjonarna). Ze względu na to, iż w teście zakłada się, że  $\rho$  jest homogeniczne względem obiektów (co jest założeniem stosunkowo restrykcyjnym), dodatkowo wykorzystano test Im, Pesarana i Shina (IPS) oraz test Hadriego, które zbudowano przy nieco odmiennych założeniach<sup>4</sup>.

W pierwszym z nich dopuszcza się zróżnicowanie parametru  $\rho$  po obiektach. Zmodyfikowany zestaw przedstawionych wcześniej hipotez wygląda następująco [Baltagi, 2008]:

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{dla wszystkich } i$$

$$H_1: \rho_i < 0 \quad \text{dla co najmniej jednego } i$$

2 O ile w modelu nie występują inne problemy uzasadniające użycie nieklasycznych metod estymacji, jak przykładowo endogeniczność zmiennych objaśniających.

3 Oczywiście poniższa regresja testowa, podobnie jak w przypadku klasycznej analizy szeregów czasowych, może być rozszerzona o komponenty deterministyczne, takie jak wyraz wolny czy trend.

4 Wydaje się, że założenie homogeniczności jest mniej restrykcyjne w przypadku regionów danego kraju niż grup krajów. Mimo wszystko, ze względu na inne ograniczenia testu LLC, jak choćby brak zależności przestrzennych, wykorzystano dodatkowe testy.

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej skłania do wniosku, że wszystkie obiekty panelu posiadają pierwiastek jednostkowy w badanej zmiennej. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że zmienna jest stacjonarna dla co najmniej jednego obiektu.

Ostatni ze sprawdzianów – test Hadriego – do testowania stacjonarności szeregów przekrojowo-czasowych wykorzystuje następujący model [Baltagi, 2008; Baranowski, 2008]:

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \text{ oraz } r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$$

gdzie:  $r_{it}$  jest procesem typu *random walk*,  $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ .

Hipotezy stawiane w teście są następujące:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \quad \text{dla wszystkich } i$$

$$H_1: \sigma_u^2 > 0 \quad \text{dla co najmniej jednego } i$$

Z powyższego wynika, że brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej świadczy o stacjonarności zmiennej dla wszystkich obiektów. Wtedy bowiem  $r_{it}$  jest stałe w czasie. Przyjęcie hipotezy alternatywnej oznacza, że dla co najmniej jednego obiektu w panelu badana zmienna posiada pierwiastek jednostkowy.

Jeśli testy stacjonarności lub literatura sugerują, że zmienne w modelu mogą być potencjalnie niestacjonarne, to do stwierdzenia występowania relacji długookresowej pomiędzy nimi można wykorzystać testy kointegracji panelowej. W niniejszej pracy zastosowano dwa rodzaje testów – Kao oraz Pedroniego. Testy te zostaną krótko zreferowane poniżej na podstawie pracy K. Strzały [2012, s. 65–72].

W przypadku testu Kao regresję testową (w uproszczeniu dla jednej zmiennej objaśniającej) można przedstawić jako<sup>5</sup>:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$e_{it} = \rho e_{it-1} + \vartheta_{it}$$

Test w gruncie rzeczy polega na weryfikacji zestawu hipotez odnośnie współczynnika autokorelacji reszt, tj.:

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_1: \rho < 0$$

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej skłania do wniosku, że pomiędzy badanymi zmiennymi nie występuje relacja kointegrująca (proces błędzenia losowego jest z definicji niestacjonarny). Test Pedroniego z kolei dopuszcza również

5 W celu wyeliminowania autokorelacji regresja pomocnicza rozszerzana jest o opóźnione przyrosty zmiennej objaśnianej.

heterogeniczność parametrów w regresji testowej. Oznacza to, że parametr  $\rho$  jest określony oddzielnie dla każdej jednostki w panelu.

Badanie prezentowane w ramach niniejszej pracy opiera się na szeregach czasowych dla województw i danych rocznych z lat 1999–2015. Jest to krótki okres i zastosowanie panelowych wektorowych modeli korekty błędem nie jest możliwe. Jak pisze P. Kęłowski [2007, s. 184], stosunkowo dobre własności w skończonych próbach posiada estymator dynamicznej metody MNK. Estymator ten może zostać przedstawiony jako estymator MNK w następującym modelu (dla uproszczenia z jedną zmienną objaśniającą)<sup>6</sup>:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \sum_{j=-q_1}^{q_2} c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + \varepsilon_{it}$$

D. Herzer i S. Vollmer [2012, s. 499–500] zauważają, że zastosowanie augmentacji w postaci wyprzedzeń oraz opóźnień przyrostów zmiennej objaśniającej pozwala na wyeliminowanie potencjalnej korelacji seryjnej oraz zagospodarowuje problem endogeniczności. Dzięki temu, w przeciwieństwie np. do tradycyjnego estymatora typu *fixed-effects*, pozwala to uniknąć obciążenia oszacowań. W dodatku procedura jest odporna na pominięcie zmiennych objaśniających, które nie formują relacji długookresowej (zmiennych stacjonarnych). Do estymacji wykorzystano estymator DOLS, który uwzględnia potencjalną heterogeniczność macierzy wariancji-kowariancji dla jednostek w panelu.

### 3.4. Oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji w przekroju wojewódzkim

Przed zaprezentowaniem wyników estymacji funkcji produkcji i oszacowań TFP przedstawiona zostanie statystyczna analiza zróżnicowania wojewódzkiego zmiennych wykorzystywanych w procesie estymacji funkcji produkcji. Dane, które posłużyły do wyznaczenia wydajności pracy oraz technicznego uzbrojenia pracy, pozyskano z Banku Danych Lokalnych GUS (dane z lat 2004–2015) oraz Roczników Statystycznych Województw (wydania z lat 2000–2004, dane za 1999–2003)<sup>7</sup>. Okres analizy obejmuje lata 1999–2015 w podziale na 16 województw i był warunkowany głównie dostępnością danych w rozpatrywanym podziale administracyjnym. Przyjęto następujące oznaczenia zmiennych:

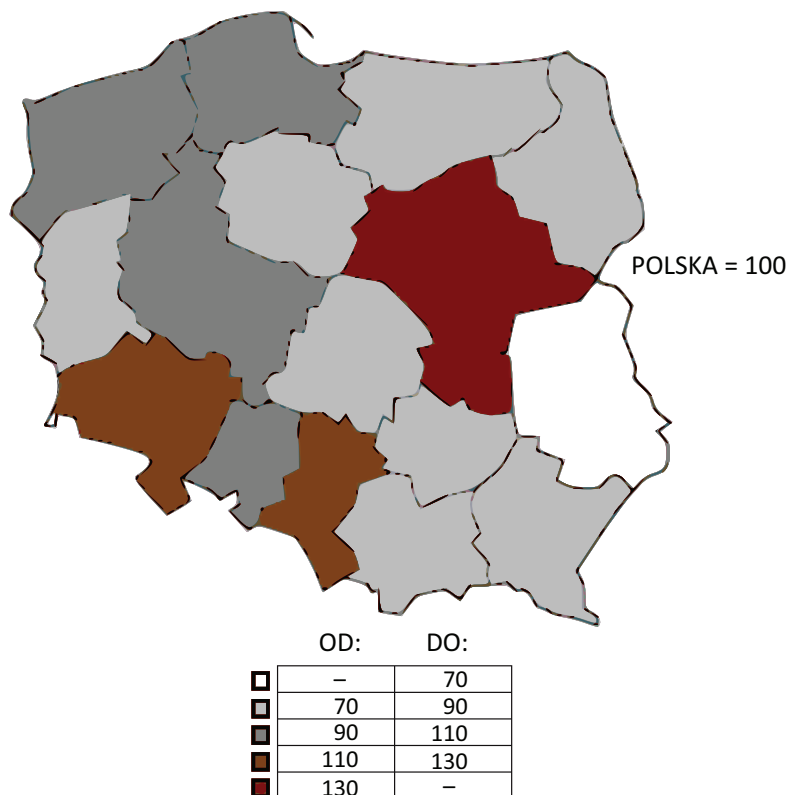
6 Do równania można również wprowadzać zmienne deterministyczne, dla których parametry są również szacowane oddzielnie, dla każdej jednostki w panelu.

7 Przykład danych statystycznych wykorzystanych w pracy przedstawiono w załączniku Z.7.

**VAL** – wydajność pracy mierzona wartością dodaną brutto w cenach stałych z 2015 roku podzieloną przez liczbę pracujących (średniorocznie) według BEAL [w tys. zł na pracującego],

**KL** – techniczne uzbrojenie pracy mierzone wartością środków trwałych brutto w cenach stałych z 2015 roku podzieloną przez liczbę pracujących według BAEL [w tys. zł na pracującego].

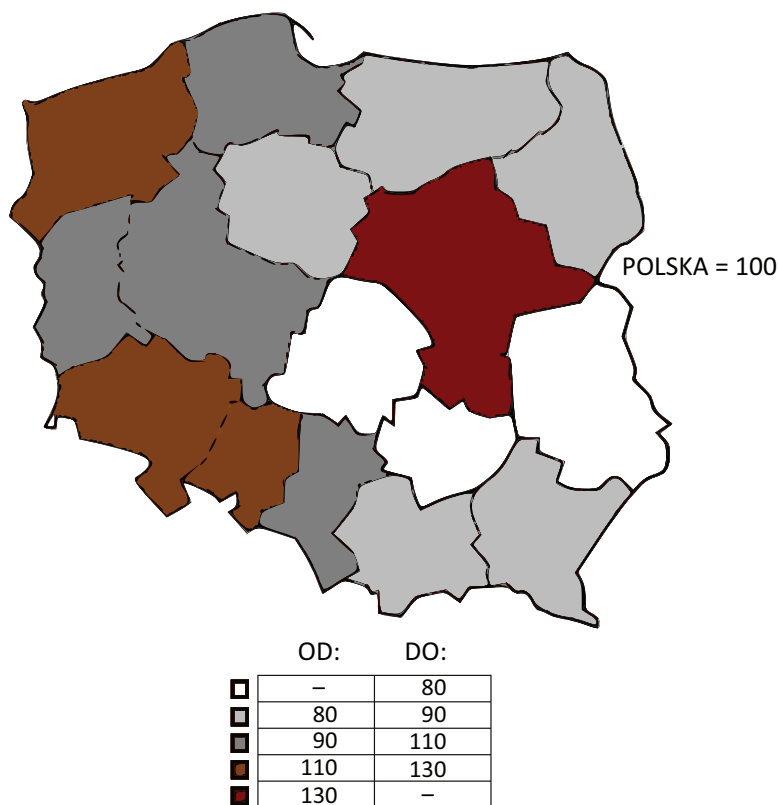
Na rysunku 3.1 zaprezentowano regionalne zróżnicowanie wydajności pracy w latach 1999–2015. Najwyższą wydajnością pracy charakteryzowało się województwo mazowieckie. Przeciętna wydajność pracy w tym regionie w badanym okresie była o ok. 40% wyższa niż przeciętna wartość zanotowana dla Polski ogółem. Najniższą średnią wartość omawianego miernika zaobserwowano w województwie lubelskim. Przeciętna wydajność pracy w tym regionie stanowiła jedynie ok. 63% średniej wydajności pracy w Polsce ogółem. Najliczniejszą grupę stanowiła grupa województw o wydajności pracy z przedziału od ok. 70% do ok. 90% średniej wydajności dla Polski ogółem.



**Rysunek 3.1.** Przeciętne regionalne zróżnicowanie wydajności pracy w latach 1999–2015 (Polska = 100)

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 3.2 przedstawiono zróżnicowanie technicznego uzbrojenia pracy w latach 1999–2015. Podobnie jak w przypadku wydajności pracy, najwyższy przeciętny poziom technicznego uzbrojenia pracy zanotowano w województwie mazowieckim (ok. 141% średniej wartości w Polsce ogółem). Najniższym poziomem technicznego uzbrojenia pracy charakteryzowało się województwo lubelskie. Średnio rzecz biorąc, w latach 1995–2015 kształtowało się ono na poziomie ok. 70% średniej dla Polski ogółem.



**Rysunek 3.2.** Przeciętne regionalne zróżnicowanie technicznego uzbrojenia w latach 1999–2015 (Polska = 100)

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Zanim zostaną zaprezentowane oszacowania parametrów funkcji wydajności pracy, zbadana będzie stacjonarność poszczególnych zmiennych. Wszystkie sprawdziany przeprowadzono, uwzględniając w modelu testowym stałą oraz trend deterministyczny, głównie ze względu na prawdopodobieństwo występowania zmiennych trendostacjonarnych<sup>8</sup>. Niemniej jednak w krótkich próbach istnieje duży problem

8 Klasycznie przyjmuje się, że postęp techniczny jest trendostacjonarny i tak właśnie modelowany jest np. w funkcji produkcji typu Cobb-Douglasa z egzogenicznym postępow technicznym.

z odróżnieniem zmiennych trendostacjonarnych i przyrostostacjonarnych [por. Welfe, 2013]. W niniejszym badaniu zakres próby obejmuje maksymalnie 17 lat, co bez wątpienia można uznać za stosunkowo krótką próbę. Test Hadriego przeprowadzono w wersji odpornej na autokorelację przestrzenną (ze względu na to, że test LLC jest na nią nieodporny). Jak wynika z tabeli 3.1 – zarówno wydajność pracy, jak i techniczne uzbrojenie pracy są stacjonarne na pierwszych przyrostach (wynik zgodny dla wszystkich testów). W przypadku poziomów rozpatrywanych zmiennych testy nie dają spójnych konkluzji. Test Hadriego sugeruje, że obie zmienne są niestacjonarne na poziomach (dla co najmniej jednego województwa). Przy założeniu 5% poziomu istotności, test IPS wskazuje na stacjonarność obu zmiennych (dla co najmniej jednego województwa). Sugeruje to, że co najmniej w części województw potencjalnie występuje problem niestacjonarności zmiennych.

**Tabela 3.1.** Wyniki panelowych testów stacjonarności dla wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy

| Zmienna      | LLC                    | IPS                   | HADRI                | Konkluzja   |
|--------------|------------------------|-----------------------|----------------------|-------------|
| VAL          | -4,25 ( $p < 0,001$ )  | -2,91 ( $p = 0,002$ ) | 8,30 ( $p < 0,001$ ) | I(0) / I(1) |
| $\Delta$ VAL | -10,90 ( $p < 0,001$ ) | -9,77 ( $p < 0,001$ ) | -0,37 ( $p = 0,64$ ) | I(0)        |
| KL           | -1,63 ( $p = 0,052$ )  | -2,00 ( $p = 0,023$ ) | 9,09 ( $p < 0,001$ ) | I(0) / I(1) |
| $\Delta$ KL  | -10,00 ( $p < 0,001$ ) | -6,95 ( $p < 0,001$ ) | -0,84 ( $p = 0,80$ ) | I(0)        |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programów Eviews 10 oraz STATA 15,  $\Delta$  – pierwszy przyrost zmiennej. Testy przeprowadzono na zmiennych zlogarytmowanych z uwzględnieniem stałej i trendu w regresji testowej.

Równanie wydajności pracy szacowano za pomocą estymatorów DOLS oraz FMOLS (z ang. *fully modified OLS*, zastosowana w celach porównawczych) dla danych panelowych [por. Kębłowski, 2007, 2009]. Wybór ten można uzasadnić tym, że estymatory te mogą być wykorzystywane również w przypadku, gdy modelowane zmienne są niestacjonarne. Dodatkowo uwzględniają możliwą endogeniczność zmiennych (co, jak się wydaje, w funkcji wydajności pracy nie jest bez znaczenia), a także korelację seryjną i heteroskedastyczność. Cechują się również stosunkowo dobrymi własnościami małopróbkowymi.

Wyniki estymacji modelu wydajności pracy przedstawiono w tabeli 3.2. W zależności od wykorzystanego estymatora, elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy wyniosła od ok. 0,407 w wariancie (1) do ok. 0,482 w wariancie (3)<sup>9</sup>. Dodatkowo dla trzeciego wariantu przeprowadzono test Walda weryfikujący zasadność restrykcji zakładającej, iż omawiana elastyczność wynosi 0,5<sup>10</sup>.

9 W wariancie (1) i (3) zakres próby skrócono w celu wyeliminowania nietypowych wartości reszt i uzyskania normalności składnika losowego. W dalszych badaniach, po aktualizacji obserwacji, podjęta zostanie próba estymacji, poczynwszy od roku 2001 w wariancie DOLS.

10 Jest to wartość bardzo często przyjmowana „a priori” w badaniach empirycznych [por. Welfe, 2001; Kusideł, 2013].

**Tabela 3.2.** Wyniki estymacji regionalnej funkcji produkcji

| Zmienna zależna<br>ln VAL   | Warianty estymacji              |                                 |                                 |
|-----------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                             | (1)                             | (2)                             | (3)                             |
| Zmienna                     | DOLS                            | DOLS                            | FMOLS                           |
| ln KL                       | <b>0,407</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>0,448</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>0,482</b><br>( $p < 0,001$ ) |
| R <sup>2</sup>              | 0,988                           | 0,987                           | 0,983                           |
| SE                          | 0,031                           | 0,034                           | 0,034                           |
| Jarque-Bera                 | 4,39<br>( $p = 0,11$ )          | 21,37<br>( $p < 0,001$ )        | 0,98<br>( $p = 0,61$ )          |
| Wald: $\alpha_2 = 0,5$      | –                               | –                               | 0,099<br>( $p = 0,75$ )         |
| LLC                         | –7,56<br>( $p < 0,001$ )        | –7,89<br>( $p < 0,001$ )        | –8,10<br>( $p < 0,001$ )        |
| ADF                         | 101,1<br>( $p < 0,001$ )        | 109,4<br>( $p < 0,001$ )        | 102,9<br>( $p < 0,001$ )        |
| Zakres próby                | 2000–2015                       | 1999–2015                       | 2001–2015                       |
| Liczba jednostek            | 16                              | 16                              | 16                              |
| Efektywna liczba obserwacji | 247                             | 264                             | 240                             |
| Regresory deterministyczne  | stała, trend                    | stała, trend                    | stała, trend                    |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu Eviews 10.

W przypadku wariantów estymacji (1) oraz (3) otrzymano stacjonarne reszty o rozkładzie normalnym. Potwierdza to stabilność szacowanej relacji długookresowej. W przypadku wariantu (2) test normalności rozkładu reszt nakazywał odrzucenie hipotezy zerowej. Było to spowodowane nietypowymi resztami dla roku 1999 (szczególnie duże co do modułu reszty otrzymano dla województwa podlaskiego). Dlatego zdecydowano się skrócić próbę o jeden rok i ponowić estymację w wariancie (1)<sup>11</sup>. Skrócenie próby nieznacznie tylko wpłynęło na oszacowanie parametru  $\alpha$ . W przypadku estymatora FMOLS (wariant (3)) zaprezentowano jeden wariant dla roku 2001, gdyż estymacje z włączeniem lat 1999 oraz 2000 dawały nieakceptowalne oszacowania parametru  $\alpha$  na poziomie ok. 0,91. Świadczy to o dużej niestabilności oszacowań tą metodą.

W szacowanym związku długookresowym założono występowanie stałej oraz trendu (zgodnie z tym, co przedstawiono w pierwszym podrozdziale odnośnie specyfiki postępu technicznego). Ponieważ w tym przypadku oszacowanie parametru przy trendzie ma interpretację ekonomiczną w postaci stopy postępu technicznego, w tabeli 3.3 zaprezentowano oszacowania pochodzące z wariantu (1).

11 Wprowadzenie zmiennej 0–1 dla roku 1999 było bezcelowe, gdyż z założenia estymator DOLS szacuje wszystkie parametry części deterministycznej osobno dla każdego z województw. Oznacza to 16 dodatkowych parametrów i w gruncie rzeczy jest tożsame z pominięciem roku 1999. Dodatkowym argumentem za pominięciem tego roku jest fakt, że to pierwszy rok po przeprowadzeniu reform administracyjnych, co również może powodować pewne nieścisłości w statystyce.

Stopa postępu technicznego może być zinterpretowana jako średnioroczny wzrost łącznej produktywności czynników produkcji dla poszczególnych województw. Najwyższą wartość zaobserwowano dla województwa małopolskiego. Średnio rzecz biorąc, TFP w tym regionie rosło z roku na rok o ok. 2,67%. Najniższą wartość zaobserwowano dla województwa lubuskiego – ok. 0,89% średniorocznie.

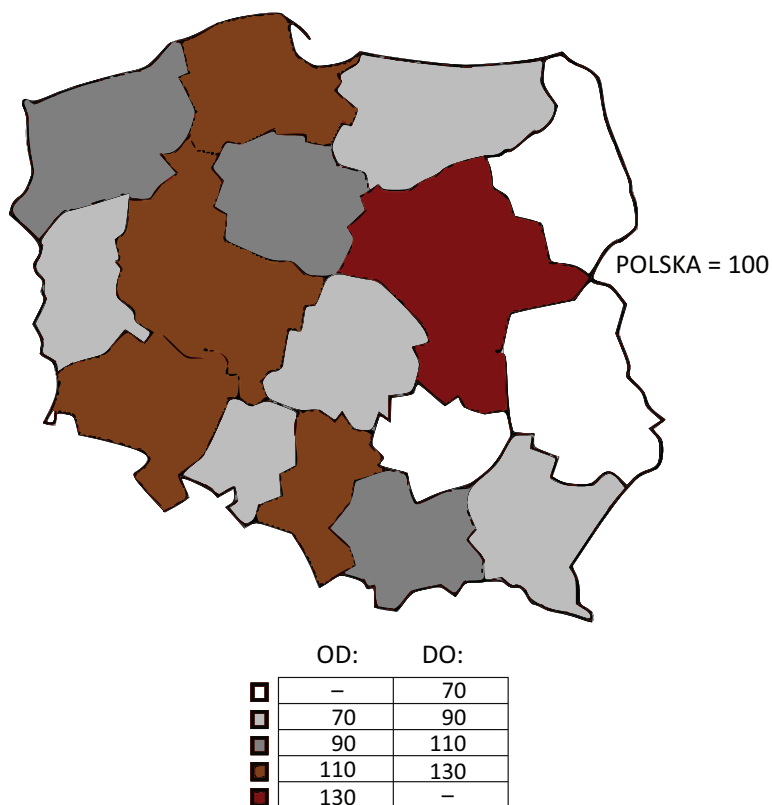
**Tabela 3.3.** Oszacowania regionalnych stóp postępu technicznego – wariant (1)

| Województwa          | Stopy postępu technicznego<br>(w %) | TFP<br>(Polska = 100) |
|----------------------|-------------------------------------|-----------------------|
| dolnośląskie         | 2,60                                | 119                   |
| kujawsko-pomorskie   | 1,94                                | 92                    |
| lubelskie            | 1,91                                | 58                    |
| lubuskie             | 0,89                                | 82                    |
| łódzkie              | 1,96                                | 79                    |
| małopolskie          | 2,67                                | 93                    |
| mazowieckie          | 2,07                                | 140                   |
| opolskie             | 2,48                                | 80                    |
| podkarpackie         | 1,62                                | 70                    |
| podlaskie            | 2,03                                | 67                    |
| pomorskie            | 1,40                                | 111                   |
| śląskie              | 1,38                                | 117                   |
| świętokrzyskie       | 1,30                                | 67                    |
| warmińsko-mazurskie  | 1,61                                | 76                    |
| wielkopolskie        | 2,58                                | 112                   |
| zachodniopomorskie   | 1,80                                | 98                    |
| Średnia arytmetyczna | 1,89                                | –                     |
| Średnia ważona (VA)  | 1,98                                | –                     |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu Eviews 10. Do obliczenia średniej ważonej przyjęto wagi na poziomie średnich udziałów wartości dodanej brutto (VA) w poszczególnych województwach, w wartości dodanej brutto dla Polski.

W dalszych analizach potraktowano oszacowania wariantu (1) otrzymane przy pomocy estymatora DOLS jako bazowe, a wyniki estymacji wariantu (3) jako kontrolne. Postępowanie to uzasadniono faktem, iż estymator DOLS jest mniej restrykcyjny w swoich założeniach, a generowane za jego pomocą rozkłady statystyk *t*-studenta są bliższe rozkładowi normalnemu [Kao, Chiang, 2000]. Dodatkowo obciążenie oszacowań parametrów w małych próbach przy wykorzystaniu DOLS jest mniejsze niż to, które generuje wykorzystanie estymatora FMOLS. Kolejnym argumentem jest fakt, że oszacowania z wariantu (3) nie były stabilne przy zmianie zakresu próby (w czasie).

Na rysunku 3.3 przedstawiono regionalne zróżnicowanie TFP uzyskane z wykorzystaniem wariantu estymacji (1). 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 ogółem. Najniższą wartość TFP odnotowano ponownie dla województwa lubelskiego (ok. 58% średniego poziomu dla Polski ogółem). Różnica między omawianym regionem a drugim w kolejności regionem o najniższym TFP (woj. podlaskie) wyniosła aż ok. 10 p.p. w odniesieniu do średniego poziomu w kraju. W przypadku wszystkich trzech analizowanych kategorii (VAL, KL i TFP) uwidacznia się charakterystyczny podział na wschodnią „Polskę B” i zachodnią „Polskę A”.



**Rysunek 3.3.** Przeciętne regionalne zróżnicowanie TFP w latach 1999–2015 (Polska = 100)

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

### 3.5. Podsumowanie

W rozdziale wykorzystano panelowe techniki estymacji dla zmiennych niestacjonarnych w celu oszacowania parametrów funkcji wydajności pracy. Uzyskane oszacowanie parametru  $\alpha$  na poziomie ok. 0,41 oznacza, że wzrost technicznego uzbrojenia pracy o 1% będzie powodować wzrost wydajności pracy o ok. 0,41% (*ceteris paribus*).

Na podstawie otrzymanych wyników wyznaczono łączną produktywność czynników produkcji w latach 1999–2015 dla polskich województw. Analiza przeciętnego zróżnicowania pomiędzy regionami wykazała znacząco mniejszy średni poziom TFP w regionach wschodniej Polski.



## Rozdział 4

# Ekonometryczna analiza wpływu regionalnych nierówności płacowych na poziom TFP

### 4.1. Wprowadzenie

W rozdziale 4 zostanie podjęta próba oszacowania relacji pomiędzy zróżnicowaniem płac mierzonym współczynnikiem Giniego a łączną produktywnością czynników produkcji przy hipotezie, że ma ona charakter nieliniowy. W pierwszej kolejności przedstawione będą weryfikowane hipotezy wraz z uzasadnieniem wyboru postaci funkcyjnej oraz dokonany podział województw na dwie grupy. W dalszej części wyróżniono trzy zmienne kontrolne, które wprowadzone do modelu wraz ze zróżnicowaniem płac posłużą jako zmienne objaśniające poziom TFP w wyróżnionych regionach. Kolejnym krokiem będzie przeprowadzenie analizy stacjonarności zmiennych oraz weryfikacja zachodzenia relacji długookresowej pomiędzy nimi a TFP w podziale na grupy województw. Na końcu omówione będą wyniki estymacji poszczególnych modeli wraz z ich ekonomiczną analizą. Zaproponowano również warianty równań uwzględniające wystandaryzowany współczynnik nierówności płac w roli zmiennej objaśniającej (bez podziału na grupy województw).

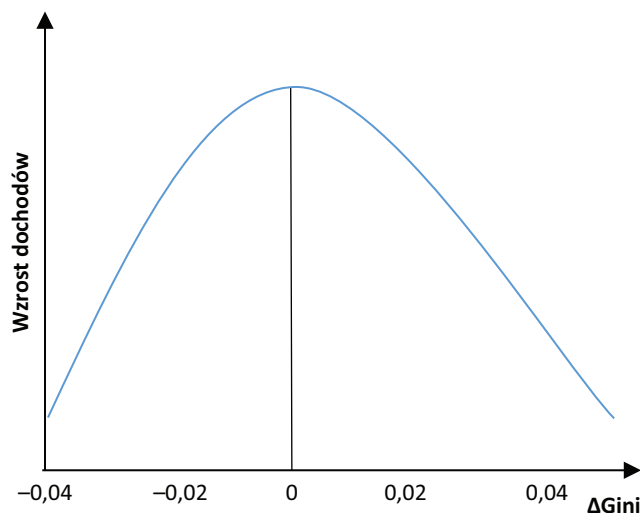
### 4.2. Weryfikowane hipotezy oraz uzasadnienie wyboru postaci funkcyjnej

Większość badań empirycznych w ujęciu makroekonomicznym, dotyczących wpływu nierówności na efektywność gospodarowania, opiera się na relacji poziom tych pierwszych ze stopą wzrostu gospodarczego. Przesłanki teoretyczne do takiej specyfikacji równań przedstawiono w podrozdziale 2.5. Część z tych badań odnosi się do takich mechanizmów transmisji, jak: niedoskonałość rynku kredytowego, stosunki społeczne, stopa oszczędności czy polityka gospodarcza. Inne

analizy wykorzystywały modele w tzw. postaci zredukowanej i nie specyfikowały jawnie kanałów wpływu. Niemniej jednak pojawia się pytanie, czy – pomijając argumenty natury statystycznej (jak np. poziom integracji zmiennych) – można wiązać poziom zróżnicowania dochodów (płac) z poziomem rozwoju gospodarczego?

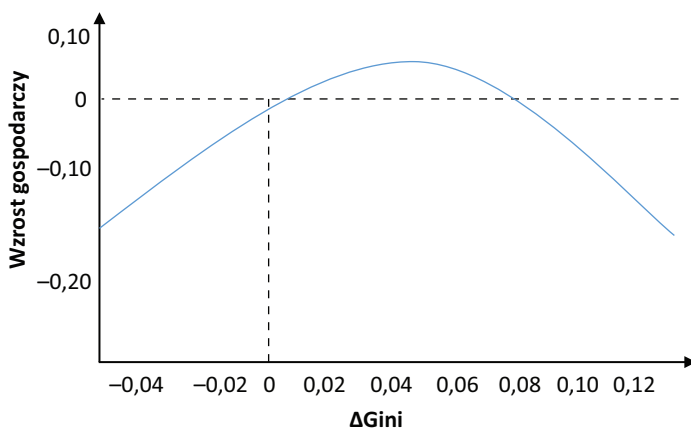
Nad odejściem od „klasycznej” specyfikacji zastanawiali się m.in. A.V. Banerjee i E. Duflo [2003]. Próbowali badać związek przyrostu nierówności ze stopą wzrostu gospodarczego. Uzasadnienia tej relacji poszukiwali w kanale transmisji (omawianym już w rozdziale 2) poprzez politykę gospodarczą. Przedstawili model teoretyczny zbudowany na efekcie „wstrzymywania” (z ang. *hold-up*). Opierał się on na grze dwóch rywalizujących ze sobą grup politycznych. Każda z nich miała swój procentowo określony udział w podziale dochodu. W rozważanej gospodarce pojawiła się możliwość uzyskania dodatkowej (potencjalnej) stopy wzrostu (nowa technologia, korzyści z handlu). Jedna z grup miała możliwość „zgodzenia się” na zaproponowane zmiany. Wtedy w gospodarce realizował się cały potencjalny wzrost. Grupa ta miała także możliwość wcześniejszego zażądania transferu dochodu od drugiej grupy (zanim zgodzi się na zmiany), co skutkowałoby większym udziałem w podziale wytworzonego produktu. Grupa druga natomiast mogła przyjąć żądanie transferu albo je odrzucić. Odmowa oznaczała, że dodatkowy wzrost się nie zrealizuje, ale też struktura podziału dochodu zostanie niezmienną. Zgoda na transfer zmieniała strukturę podziału oraz pozwalała zrealizować część potencjalnego wzrostu. Utrata efektywności wynikała z faktu, że członkowie drugiej grupy musieli dojść do porozumienia w sprawie transferu. Do podjęcia takiej decyzji niezbędny jest czas i zasoby, a w skrajnych przypadkach należy liczyć się ze sprzeciwem, np. w formie strajków. Stąd też A.V. Banerjee i E. Duflo stwierdzili, że każda zmiana nierówności (co do modułu) będzie się wiązać ze zmniejszoną stopą wzrostu gospodarczego, co przedstawiono na rysunku 4.1.

Naturalnym następstwem takiego rozumowania jest odrzucenie liniowej zależności w relacji przyrostu zróżnicowania i wzrostu gospodarczego. Warto wspomnieć, że F. Hasanov i O. Izraeli [2011], weryfikując tę koncepcję dla stanów w USA, pokazali, że zmiany nierówności w pewnym przedziale wcale nie muszą obniżać tempa wzrostu, co zaprezentowano na rysunku 4.2. W rozdziale 2 opisano koncepcję optymalnego poziomu zróżnicowania płac maksymalizującego stopę wzrostu gospodarczego przedstawioną przez P. Kumora i J.J. Sztaudyngera [2007]. Optymalna dyspersja wynagrodzeń jest tam rozumiana jako taka, która jest najmniej „konfliktogenna”. Z tego punktu widzenia w modelu Banerjee oraz Duflo wyjściowy poziom nierówności należałoby interpretować jako „lepszy niż każdy inny poziom”. Wtedy żadna z grup nie będzie zainteresowana „wstrzymywaniem” zmian (poprzez żądanie większego udziału w podziale dochodu) i cały potencjalny wzrost ma szansę się zrealizować. Jak wskazują sami autorzy [Banerjee, Duflo, 2003, s. 11], efekt „wstrzymywania” będzie miał coraz większe prawdopodobieństwo wystąpienia w miarę zbliżania się do ekstremalnych wartości podziału dochodu (całkowitej równości lub całkowitej nierówności). Jak się wydaje, wyniki, które otrzymali Hasanov oraz Izraeli, sugerują, że wyjściowy poziom nierówności w USA mógł być niższy niż optymalny.



**Rysunek 4.1.** Relacja między przyrostem nierówności a wzrostem dochodów w modelu Banerjee i Duflo

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie A.V. Banerjee i E. Duflo [2003].



**Rysunek 4.2.** Relacja między przyrostem nierówności a wzrostem gospodarczym na podstawie wyników F. Hasanov i O. Izraeli [2011]

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie F. Hasanov i O. Izraeli [2011].

Jak się wydaje, to czy zmiany nierówności będą wspomagać, czy też upośledzać wzrost, zależy od takich czynników, jak średni (lub wyjściowy) poziom nierówności. Nie bez znaczenia będą również poszczególne charakterystyki członków społeczeństwa. Z jednej strony bowiem, w społeczeństwach „rywalizujących”, szybki wzrost nierówności może być utożsamiany z okazją do awansu społecznego. Z drugiej, w kulturach o wysokim stopniu jednorodności etnicznej, szybki wzrost (lub spadek) zróżnicowania może być destrukcyjny dla kapitału społecznego (i tym samym wzrostu gospodarczego). Potencjalne występowanie związku na

przyrostach zmiennych sugeruje w takim przypadku możliwość zaistnienia relacji na ich poziomach (o ile zachodzi równowaga długookresowa w sensie stacjonarności reszt z takiej relacji). Innymi słowy pewne poziomy nierówności mogą skutkować wyższym/niższym poziomem wytworzonego produktu niż inne. Relację tę starano się przedstawić w dalszej części pracy na rysunku 4.3. Kolejnym argumentem na rzecz modelowania omawianej relacji na poziomach jest to, że jeśli jakieś tempo wzrostu zróżnicowania dochodów czy płac jest „dobre” z ekonomicznego punktu widzenia, to przecież ta polaryzacja nie może trwać wiecznie, musi raczej dążyć do jakiegoś poziomu. Nierówności nie mogą rosnąć bez końca.

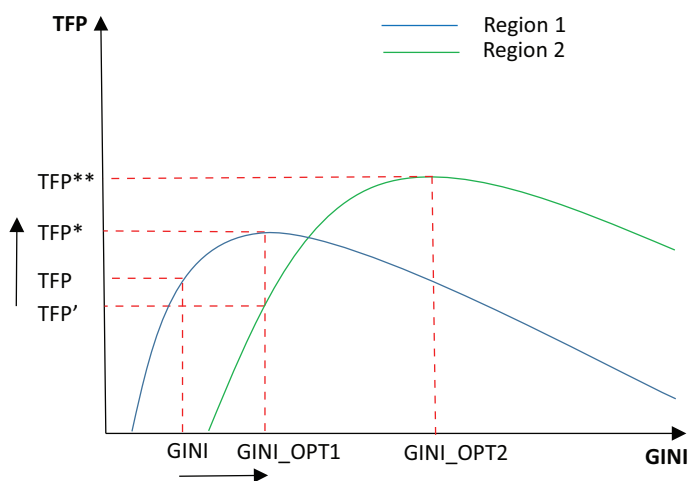
W rozdziale 1 starano się wskazać na potencjalne związki zróżnicowania dochodów i płac m.in. z subiektywnym poczuciem szczęścia, szeroko rozumianym kapitałem społecznym oraz kapitałem ludzkim. Czynniki te w teorii wzrostu endogenicznego są postrzegane jako źródła efektów zewnętrznych, pozwalających uzyskać korzyści skali. Z tego też powodu są uwzględniane przy próbach endogenizacji TFP. W tym kontekście nierówności mogą oddziaływać na poziom łącznej produktywności czynników produkcji właśnie poprzez pryzmat kapitału ludzkiego czy kapitału społecznego. Ponadto, jak wynika z badań Z. Yu i F. Wang [2017], dany poziom zróżnicowania może być postrzegany różnie (jako bodziec motywujący lub budzący zazdrość) w zależności od specyfiki kraju i tego, jak silnie wiązany jest on np. z możliwością awansu społecznego. Jak pokazują C. Wunder oraz J. Schwarze [2006], poziom dyspersji płac może w znacznym stopniu przekładać się na zadowolenie z pracy. Warto przypomnieć, że silną rolę odgrywał w tym przypadku efekt zazdrości (względem bogatszych) oraz aspekt motywacyjny (efekt tunelu). Z kolei P. Böckerman i P. Ilmakunnas [2012] pokazują, że zadowolenie z pracy ma silny wpływ na poziom wydajności pracy (co pośrednio łączy poziom dyspersji płac z poziomem produktywności), chociażby poprzez redukcję zjawiska bumelowania.

Związek między zróżnicowaniem płac a poziomem wydajności pracowników akcentowany jest znacznie silniej w badaniach mikroekonomicznych (przedsiębiorstwa, kluby sportowe). Wydaje się jednak, że relację tę można przenieść również na poziom makroekonomiczny (kraj lub region) [zob. Liu, 2002]. W rzeczywistości decyzje pracowników odnośnie wkładanego w pracę wysiłku czy podjęcia inwestycji we własny kapitał ludzki nie zależą wyłącznie od porównań z najbliższym otoczeniem. Ludzie do pewnego stopnia są świadomi wysokości płac w innych firmach, branżach i zawodach. Im większa grupa ludzi uzna istniejącą strukturę podziału za niesprawiedliwą (zbyt egalitarną bądź zbyt zróżnicowaną), tym, jak się wydaje, większy będzie spadek łącznej produktywności w kraju czy regionie. Spadek ten może wynikać nie tylko z obniżenia indywidualnych produktywności części pracowników, lecz także (poprzez efekt zazdrości) z obniżonej skłonności do kooperacji.

Na potrzeby badania empirycznego prowadzonego w niniejszej pracy postawiono następującą główną hipotezę badawczą: **(H1) dla każdego województwa istnieje optymalne zróżnicowanie płac, które maksymalizuje poziom łącznej**

**produktywności czynników produkcji; (H2) optymalne zróżnicowanie płac istotnie różni się pomiędzy województwami.** Maksymalizacja jest tu rozumiana w taki sposób, że każde inne zróżnicowanie płac prowadzi do niższego poziomu TFP. Jak wykazano w poprzednich rozdziałach, efekt wpływu nierówności dochodów (płac) na produktywność może zależeć od wielu czynników. Z jednej strony zauważono, że efekt transmisji może zależeć od poziomu rozwoju danego kraju. Istnieje więc uzasadnione przypuszczenie, że podobne efekty będą zachodzić na poziomie regionów. Szczególnie, że polskie województwa istotnie różnią się poziomem łącznej produktywności czynników produkcji. Z drugiej strony ważne jest też to, jak społeczeństwo postrzega aktualny poziom zróżnicowania i jaka jest jego awersja do nierówności.

Ze względu na stosunkowo krótkie szeregi czasowe możliwe do wykorzystania w badaniu (lata 1999–2015) podjęta została próba analizy na poziomie grup województw. Prowadzi to do postawienia następujących hipotez szczegółowych: (HS1) regiony słabiej rozwinięte, o niższym poziomie TFP, posiadają niższe optymalne zróżnicowanie płac; (HS2) grupa województw cechująca się wyższym poziomem rozwoju charakteryzuje się również wyższym poziomem optymalnych nierówności płac; (HS3) w województwach od dłuższego czasu (tj. od początku drugiej dekady XXI wieku) obserwuje się zróżnicowanie płac niższe niż optymalne.



**Rysunek 4.3.** Graficzna prezentacja relacji między zróżnicowaniem płac a TFP

**Źródło:** opracowanie własne.

Mechanizm wpływu zróżnicowania płac mierzonego współczynnikiem Giniego na poziom TFP przedstawiono na rysunku 4.3. Na lewej osi odłożono poziom łącznej produktywności czynników produkcji. Miara ta jest wielkością niemianowaną. Po zlogarytmowaniu zmiany poziomu TFP będzie można interpretować w kategorii procentowego wzrostu (spadku). Wzrost polaryzacji płac,

gdy te znajdują się poniżej wielkości optymalnej, będzie powodował zwiększenie TFP. Wzrost produktywności może być związany z kilkoma czynnikami. Po pierwsze osoby o najwyższych kwalifikacjach i pozycji zostają coraz lepiej nagradzane. Działa więc efekt prestiżu i efekt motywacji do bardziej wytężonej pracy (maleje natomiast poczucie niesprawiedliwości u tych osób). Po drugie osoby o niższych płacach poprzez efekt „tunelu” mogą widzieć, że większe zaangażowanie oraz inwestowanie we własne umiejętności i wiedzę rzeczywiście dają wymierne korzyści. Stąd też – przynajmniej do pewnego poziomu nierówności płac – nie będą przejawiać negatywnych postaw. Jak się wydaje, wzrost produktywności będzie relatywnie większy, gdy wyjściowy poziom zróżnicowania był niski. Wtedy bowiem siła działania efektu motywacyjnego jest największa (stąd lewe ramię paraboli na rysunku 4.3 jest bardziej strome) i może potencjalnie dotyczyć także relatywnie dużej grupy tych, którzy znajdują się w dolnej części rozkładu płac. Po przekroczeniu optymalnego poziomu zróżnicowania rosnąca premia za wiedzę i aspiracje (mierzone np. zaangażowaniem w ramach już posiadanych kwalifikacji) może zniechęcać osoby najmniej zarabiające. Dystans jest tak duży, iż wydaje im się, że nie są w stanie „dogonić” lepiej zarabiających. Coraz większa część osób może uznać istniejące różnice za nieuzasadnione i niesprawiedliwe. W tym przypadku, nawiązując do omawianej wcześniej teorii płacy motywacyjnej i płacy uczciwej, pracownicy będą redukować wysiłek wkładany w swoje obowiązki. Duże zróżnicowanie płac może również utrudniać inwestycje w kapitał ludzki tych jednostek. Z kolei, jak to zostało przedstawione w rozdziale 2 [zob. Akerlof, Yellen, 1990], istnieją uzasadnione przesłanki, że u lepiej zarabiających jednostek nastąpi efekt nasycenia – wzrost pensji nie będzie zwiększać zaangażowania w wykonywaną pracę. Bardziej płaskie prawe ramię paraboli można uzasadnić w następujący sposób – wydaje się, że przy odpowiednio wysokim poziomie zróżnicowania płac u części pracowników wystąpi obawa przed utratą pracy. Potencjalnie nowa posada może wiązać się ze znacznie niższymi zarobkami niż w przypadku bardziej egalitarnego podziału. Efekt ten zadziała jak hamulec, który będzie powstrzymywać pracownika przed nadmierną redukcją wysiłku wkładanego w pracę. Wreszcie należy zaznaczyć, że optymalny poziom zróżnicowania płac nie oznacza, że wszyscy pracownicy będą się w pełni angażować w wykonywane obowiązki. Zawsze bowiem jakaś część zarabiających uzna swoją pozycję płacową względem innych za niesprawiedliwą. Co ciekawe, H. Domański [2013] w swoich badaniach zauważa, że ankietowani jednocześnie oceniali aktualne nierówności jako zbyt duże oraz postulowali zarobki, które utrzymywały istniejącą hierarchię płac.

Optymalny poziom zróżnicowania płac może różnić się pomiędzy regionami w zależności od tego, jaka jest ich społeczna akceptacja. W wielu badaniach wskazuje się, że akceptacja relatywnie wysokiego zróżnicowania płac w USA jest uosobieniem „amerykańskiego snu”. Synonimem tego, że ciężką pracą i chęciami można osiągnąć wszystko. Potencjalne różnice przestrzenne w optymalnym zróżnicowaniu płac lub dochodów (w kontekście wzrostu gospodarczego) potwierdzili

w badaniach m.in. W. Pawlak i J.J. Sztadynger [2008] oraz J.G. Brida, E.J. Sanchez Carrera i V. Segarra [2020]<sup>1</sup>.

W świetle analiz regionalnych warto ponownie przytoczyć badania, które przeprowadzili F. Hasanov i O. Izraeli [2011] dla stanów w USA. Swoje rozważania prowadzili dwutorowo. Z jednej strony chcieli uwzględnić fakt, że efekt wpływu nierówności na wzrost gospodarczy jest różny w krajach biednych i bogatszych. Dokonali tego, wprowadzając do modelu interakcję współczynnika Giniego z poziomem dochodu per capita, co nawiązuje bezpośrednio do opisywanych wcześniej badań R.J. Barro [2000, 2008]. Z drugiej – podzielali hipotezę o nieliniowym (parabolicznym) wpływie zróżnicowania dochodów na wzrost gospodarczy, którą przedstawili A.V. Banerjee i E. Duflo [2003]. Kiedy przeanalizowali wyniki dla obu modeli, okazało się, że nie dają one spójnych wniosków. Pierwszy model sugerował, że przy średnim (dla wszystkich stanów) dochodzie w roku 2000 zmniejszenie nierówności powinno spowalniać wzrost. Jednocześnie drugi model wskazywał, że obniżenie obserwowanego wtedy poziomu dyspersji powinno wspomagać procesy wzrostu. Autorzy w następnym kroku połączyli oba mechanizmy w jednym modelu, niemniej jednak nadal estymacja dokonywana była na próbie dla wszystkich regionów łącznie. Jak się wydaje, potencjalnym wyjaśnieniem różnic w wynikach jest fakt, iż w zależności od stopnia rozwoju regiony te były charakteryzowane przez różne parabole.

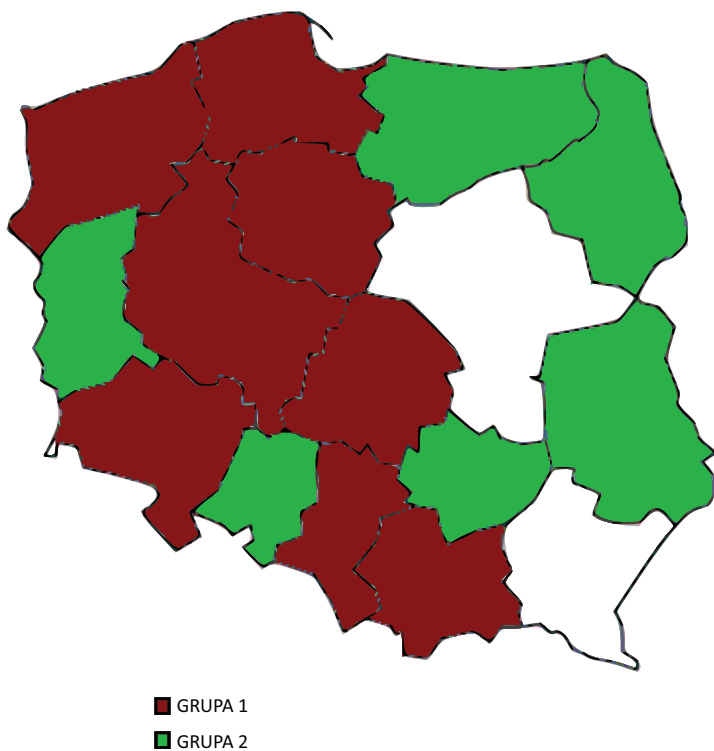
Jak już zostało wspomniane, można przypuszczać, że województwa o niższym przeciętnym poziomie zróżnicowania płac będą posiadać niższe optymalne poziomy tego zróżnicowania (maksymalizujące produktywność czynników produkcji). Szeregi czasowe 1999–2015 są zbyt krótkie, aby zapewnić efektywną estymację równań dla poszczególnych województw. Postanowiono więc pogrupować województwa. Grupowanie zostało przeprowadzone ze względu na przeciętne w badanym okresie zróżnicowanie płac oraz przeciętne poziomy produktywności. Relatywnie niższym poziomom zróżnicowania płac towarzyszył niższy poziom TFP (por. rysunek 1.5 oraz rysunek 3.3), co pozwalało jednocześnie uchwycić oba rozważane w rozdziale 2 efekty (związane z różnicami w poziomach rozwoju oraz różnicami w przeciętnym zróżnicowaniu płac). Wyjaśnienia tej zależności można doszukiwać się w występowaniu efektu aglomeracji (duże, rozwinięte ośrodki miejskie drenują ośrodki ościennie) oraz fakcie, że wyższa produktywność wymaga wyższej premii płacowej.

Jednocześnie grupowanie to wynika z wielowariantowych testów istotności otrzymanych oszacowań związku długookresowego a także stacjonarności i normalności rozkładu otrzymywanych składników losowych. Wynik grupowania przedstawiono na rysunku 4.4. Województwo mazowieckie potraktowano osobno ze względu na jego nietypowość. Przeciętny poziom zróżnicowania płac w okresie 1999–2015 dla

1 Z tym, że w przypadku badania J.G. Brida, E.J. Sanchez Carrera i V. Segarra [2020] stwierdzono odwrotny kierunek zależności dla krajów rozwiniętych, tj. poziom dochodu nieliniowo wpływał na dynamikę zróżnicowania dochodów. Wnioski te wyciągnięto na podstawie testu przyczynowości Grangera.

tego województwa wynosił ok. 38,4% i był o ok. 6,3 p.p. wyższy od następnego regionu w rankingu<sup>2</sup>. Województwo podkarpackie zostało potraktowane oddzielnie w związku z brakiem empirycznych przesłanek pozwalających włączyć je do którejś z grup<sup>3</sup>. W związku z tym – pomimo stosunkowo małej liczby stopni swobody – zdecydowano się estymować osobne modele dla tych województw.

Dodatkowo postanowiono estymować również warianty modeli, w których jako zmienna objaśniająca występuje wystandaryzowany (średnimi i odchyleniami standardowymi liczonymi za badany okres dla każdego województwa oddzielnie) współczynnik Giniego, co implikuje hipotezę, że gdyby wszystkie regiony (lub w przypadku podziału – ich grupy) posiadały ten sam przeciętny poziom i odchylenie standardowe zróżnicowania płac, to wpływ nierówności płacowych na produktywność byłby identyczny dla każdego z obiektów (*ceteris paribus*).



**Rysunek 4.4.** Propozycja grupowania województw w regiony o podobnym poziomie zróżnicowania płac oraz poziomie produktywności

**Źródło:** opracowanie własne.

- 2 W analizach regionalnych region ten jest bardzo często traktowany osobno bądź pomijany w ogóle, gdy nie da się wydzielić Warszawy ze zbioru danych.
- 3 Modele, w których w grupie obiektów znajdowało się województwo podkarpackie, cechowały się często nieistotnością oszacowań i brakiem normalności składnika losowego.

### 4.3. Analiza stacjonarności zmiennych objaśniających TFP oraz testowanie występowania relacji długookresowej

W tabeli 4.1 przedstawiono wyniki testów stacjonarności (IPS, LLC oraz HADRI) dla zmiennych wykorzystywanych do analiz w niniejszym rozdziale. Dane niezbędne do obliczenia udziału osób aktywnych zawodowo z wykształceniem wyższym, przeciętnej liczby lat kształcenia na pracującego oraz współczynnika dzietności pozyskano z Banku Danych Lokalnych GUS oraz roczników statystycznych województw. Informacje dotyczące zróżnicowania płac mierzonego współczynnikiem Giniego pochodzą z reprezentacyjnego badania GUS Z-12 i zostały szczegółowo opisane w rozdziale 1 niniejszej pracy. Okres analizy obejmuje lata 1999–2015 w podziale na 16 województw i był warunkowany głównie dostępnością danych w obowiązującym od roku 1999 podziale administracyjnym. Przyjęto następujące oznaczenia i definicje zmiennych:

**GINI** – zróżnicowanie płac mierzone współczynnikiem Giniego [w %],

**OWAZ** – odsetek aktywnych zawodowo z wykształceniem wyższym w ogólnej liczbie osób aktywnych zawodowo (wyrażony jako udział),

**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 [por. Florczak 2011b, s. 108],

**FERT** – współczynnik dzietności wyrażony jako 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, tzn. przy przyjęciu cząstkowych współczynników płodności z tego okresu za niezmiennie.

**Tabela 4.1.** Wyniki panelowych testów stacjonarności zmiennych

| Zmienna       | LLC                    | IPS                    | HADRI                 | KONKLUZJA |
|---------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------|
| GINI          | -6,51 ( $p < 0,001$ )  | -1,34 ( $p = 0,091$ )  | 6,14 ( $p < 0,001$ )  | I(1)      |
| $\Delta$ GINI | -6,62 ( $p < 0,001$ )  | -4,50 ( $p < 0,001$ )  | -0,14 ( $p = 0,55$ )  | I(0)      |
| OWAZ          | -1,30 ( $p = 0,097$ )  | 1,06 ( $p = 0,85$ )    | 6,03 ( $p < 0,001$ )  | I(1)      |
| $\Delta$ OWAZ | -14,12 ( $p < 0,001$ ) | -10,46 ( $p < 0,001$ ) | -0,65 ( $p = 0,74$ )  | I(0)      |
| LLK           | -5,32 ( $p < 0,001$ )  | -3,64 ( $p < 0,001$ )  | 7,54 ( $p < 0,001$ )  | I(0)/I(1) |
| $\Delta$ LLK  | -11,83 ( $p < 0,001$ ) | -8,83 ( $p < 0,001$ )  | -1,00 ( $p = 0,84$ )  | I(0)      |
| FERT          | -5,72 ( $p < 0,001$ )  | -5,25 ( $p < 0,001$ )  | 12,52 ( $p < 0,001$ ) | I(0)/I(1) |
| $\Delta$ FERT | -3,03 ( $p = 0,001$ )  | -3,62 ( $p < 0,001$ )  | -1,44 ( $p = 0,93$ )  | I(0)      |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programów Eviews 10 oraz STATA 15,

$\Delta$  – pierwszy przyrost zmiennej. Testy przeprowadzono na zmiennych zlogarytmowanych z uwzględnieniem stałej i trendu w regresji testowej.

Jak wynika z informacji przedstawionych w tabeli 4.1, dla większości zmiennych na poziomach testy dają rozbieżne konkluzje. Wyniki sugerują, że wszystkie zmienne na poziomach są niestacjonarne w co najmniej jednym obiekcie (test Hadriego), a na przyrostach stacjonarnych we wszystkich obiektach. Test IPS sugeruje, że przeciętna liczba lat kształcenia pracujących oraz współczynnik dzietności są stacjonarne w przynajmniej jednym z analizowanych województw (przyjmując 5% poziom istotności). Zgodnie z wynikami tego testu, niestacjonarnymi w całym panelu obiektów okazały się współczynnik zróżnicowania płac<sup>4</sup> (aczkolwiek test LLC wskazuje na stacjonarność) oraz odsetek aktywnych zawodowo z wykształceniem wyższym<sup>5</sup>. W przypadku rozbieżności wniosków z testu Hadriego oraz IPS test LLC może wskazywać losowo na stacjonarność bądź niestacjonarność [por. Baranowski, 2008; Bałtagi, 2008]. Dlatego też dalej nie analizowano wyników uzyskanych na jego podstawie.

Przed zaprezentowaniem wyników estymacji odpowiednich modeli ekonometrycznych sprawdzona zostanie stabilność długookresowego związku między analizowanymi zmiennymi z wykorzystaniem panelowych testów kointegracji. Jak już pokazano, testy statystyczne wskazują na występowanie w zbiorze danych zmiennych niestacjonarnych (przynajmniej dla części województw), co może powodować problem regresji pozornych wskutek wzrostu wariancji składnika losowego w czasie. Rozważone zostały następujące relacje długookresowe<sup>6</sup>:

$$(1) \quad \ln TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \ln GINI_{it} + \alpha_2 \ln GINI_{it}^2 + \alpha_3 \ln OWAZ_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(2) \quad \ln TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \ln GINI_{it} + \alpha_2 \ln GINI_{it}^2 + \alpha_3 \ln OWAZ_{it} + \alpha_4 \ln FERT_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(3) \quad \ln TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \ln GINI_{it} + \alpha_2 \ln GINI_{it}^2 + \alpha_3 \ln LLL_{it} + \alpha_4 \ln FERT_{it} + \varepsilon_{it}$$

W tabeli 4.2 zaprezentowano wyniki panelowych testów kointegracji [por. Kao, 1999; Pedroni, 2004; Kęłowski, 2007] dla sformułowanych powyżej związków długookresowych. Test Pedroniego przeprowadzono zarówno przy założeniu indywidualnego pierwiastka jednostkowego (Pedroni-I), jak i bez tego założenia (Pedroni-C). Wyniki wyraźnie i zgodnie wskazują na stabilność związku długookresowego (a precyzyjniej – stacjonarność reszt szacowanych relacji długookresowych) we wszystkich wariantach na pięcioprocentowym poziomie istotności.

4 Wynik ten jest zgodny z wynikami otrzymywanymi w większości analiz empirycznych dotyczących współczynnika Giniego.

5 W literaturze dopuszcza się niestacjonarność zmiennych ograniczonych zakresem [0, 1]. Niemniej jednak wydaje się, że zmienna ta będzie raczej trendostacjonarna (ciągły wzrost udziału aktywnych zawodowo z wykształceniem wyższym w badanym okresie) niż przyrostostacjonarna.

6 Wprowadzenie do równań zlogarytmowanego współczynnika Giniego w postaci funkcji parabolicznej pozwoli na weryfikację asymetrii pomiędzy poziomem tego współczynnika a logarytmem poziomu TFP.

Warianty „gr 1” oraz „gr 2” oznaczają wnioski o relacji długookresowej z równań (1), (2) oraz (3), testowanych przy podziale na grupy zgodnie z rysunkiem 4.4.

**Tabela 4.2.** Wyniki panelowych testów kointegracji (okres 1999–2015, TFP wariant (1))

| Numer równania | Kao                   | Pedroni-C             | Pedroni-I             |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| (1) – gr 1     | -2,35 ( $p = 0,009$ ) | -3,40 ( $p < 0,001$ ) | -4,52 ( $p < 0,001$ ) |
| (1) – gr 2     | 3,06 ( $p = 0,001$ )  | -1,81 ( $p = 0,035$ ) | -1,86 ( $p = 0,032$ ) |
| (2) – gr 1     | -2,35 ( $p = 0,009$ ) | -7,19 ( $p < 0,001$ ) | -6,93 ( $p < 0,001$ ) |
| (2) – gr 2     | -3,22 ( $p < 0,001$ ) | -2,88 ( $p = 0,002$ ) | -3,69 ( $p < 0,001$ ) |
| (3) – gr 1     | -1,95 ( $p = 0,026$ ) | -5,33 ( $p < 0,001$ ) | -4,62 ( $p < 0,01$ )  |
| (3) – gr 2     | -2,54 ( $p = 0,006$ ) | -3,54 ( $p < 0,001$ ) | -2,67 ( $p = 0,004$ ) |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu Eviews 10.

## 4.4. Oszacowanie modeli wpływu nierówności płac na produktywność czynników produkcji w ujęciu regionalnym

W tabeli 4.3 i 4.5 przedstawiono wyniki estymacji równań (1) oraz (3) dla poszczególnych grup województw oraz osobno dla województwa mazowieckiego oraz podkarpackiego. W przypadku modeli w tabeli 4.3 każdy wariant estymowano przy założeniu, że zmienna objaśniana (logarytm TFP) jest obliczona na podstawie oszacowań z modelu estymowanego DOLS<sup>7</sup>. W tabeli 4.4 zawarto oszacowania tych samych postaci modeli, co w tabeli 4.3, ale przy założeniu, że zmienna objaśniana jest obliczana przy wykorzystaniu oszacowań z modelu estymowanego FMOLS<sup>8</sup>. Wykorzystanie TFP obliczonego dla wyższej elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy ma na celu sprawdzenie odporności oszacowań optymalnych dyspersji płac<sup>9</sup>. We wszystkich wariantach estymacji wykorzystano wyłącznie estymator DOLS<sup>10</sup>. Postępowanie to motywuje się faktem, iż estymator FMOLS wymaga wykorzystania wszystkich zmiennych zintegrowanych w stopniu I(1) oraz zakłada, że nie zachodzi kointegracja wewnątrz zbioru zmiennych objaśniających. Od założeń tych wolny jest estymator DOLS.

7 Do oszacowania wartości TFP wykorzystano elastyczność ( $\alpha = 0,407$ ) z modelu (1).

8 Do oszacowania wartości TFP wykorzystano elastyczność ( $\alpha = 0,482$ ) z modelu (3).

9 Szacunki optymalnych różnic w płacach dla obu grup okazały się wtedy nieznacznie wyższe (o ok. 0,2 p.p.) niż w przypadku zastosowania niższej elastyczności podczas wyznaczania TFP.

10 Dodatkowe warianty estymacji (w tym ze stopą wzrostu TFP w roli zmiennej zależnej) zaprezentowano m.in. w załącznikach Z.1, Z.2 oraz Z.3.

**Tabela 4.3.** Wyniki estymacji modeli wpływu nierówności płac na efektywność produkcji z uwzględnieniem kapitału ludzkiego

| Zmienna zależna<br>ln TFP   | Warianty estymacji – estymator DOLS |                                 |                                 |                                 |
|-----------------------------|-------------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                             | (4)                                 | (5)                             | (6)                             | (7)                             |
| Zmienna                     | GRUPA 1                             | GRUPA 2                         | MAZOWIECKIE                     | PODKARPACKIE                    |
| ln GINI                     | <b>63,85</b><br>( $p < 0,001$ )     | <b>46,73</b><br>( $p = 0,01$ )  | <b>1199,9</b><br>( $p = 0,11$ ) | <b>-0,215</b><br>( $p = 0,63$ ) |
| ln GINI_SQ                  | <b>-9,29</b><br>( $p < 0,001$ )     | <b>-6,94</b><br>( $p = 0,011$ ) | <b>-164,1</b><br>( $p = 0,11$ ) | –                               |
| ln OWAZ                     | <b>0,486</b><br>( $p < 0,001$ )     | <b>0,481</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>0,557</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>0,421</b><br>( $p < 0,001$ ) |
| R <sup>2</sup>              | 0,939                               | 0,946                           | 0,974                           | 0,953                           |
| SE                          | 0,059                               | 0,053                           | 0,033                           | 0,037                           |
| Jarque-Bera                 | 5,38<br>( $p = 0,068$ )             | 0,54<br>( $p = 0,76$ )          | 0,27<br>( $p = 0,87$ )          | 0,20<br>( $p = 0,91$ )          |
| LLC                         | -8,31<br>( $p < 0,001$ )            | -6,72<br>( $p < 0,001$ )        | –                               | –                               |
| ADF                         | 89,26<br>( $p < 0,001$ )            | 58,80<br>( $p < 0,001$ )        | –                               | –                               |
| Pesaran CD                  | 0,777<br>( $p = 0,44$ )             | -0,462<br>( $p = 0,64$ )        | –                               | –                               |
| Zakres próby                | 2001–2015                           | 1999–2015                       | 2001–2015                       | 1999–2015                       |
| Liczba jednostek            | 8                                   | 6                               | 1                               | 1                               |
| Efektywna liczba obserwacji | 120                                 | 96                              | 15                              | 15                              |
| Regresory deterministyczne  | stała                               | stała                           | stała                           | stała                           |
| GINI optymalne [%]          | 31,09                               | 28,96                           | 38,71                           | –                               |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

**Tabela 4.4.** Wyniki estymacji modeli wpływu nierówności płac na efektywność produkcji przy założeniu wyższej wartości elastyczności  $\alpha$ 

| Zmienna zależna<br>ln TFP | Warianty estymacji – estymator DOLS |                                 |                                 |                                 |
|---------------------------|-------------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                           | (8)                                 | (9)                             | (10)                            | (11)                            |
| Zmienna                   | GRUPA 1                             | GRUPA 2                         | MAZOWIECKIE                     | PODKARPACKIE                    |
| ln GINI                   | <b>70,52</b><br>( $p < 0,001$ )     | <b>54,03</b><br>( $p = 0,004$ ) | <b>1168,9</b><br>( $p = 0,12$ ) | <b>-0,181</b><br>( $p = 0,62$ ) |
| ln GINI_SQ                | <b>-10,24</b><br>( $p < 0,001$ )    | <b>-8,01</b><br>( $p = 0,004$ ) | <b>-159,9</b><br>( $p = 0,12$ ) | –                               |
| ln OWAZ                   | <b>0,487</b><br>( $p < 0,001$ )     | <b>0,481</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>0,603</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>0,409</b><br>( $p < 0,001$ ) |
| R <sup>2</sup>            | 0,933                               | 0,934                           | 0,980                           | 0,963                           |
| SE                        | 0,064                               | 0,061                           | 0,032                           | 0,032                           |
| Jarque-Bera               | 4,90<br>( $p = 0,86$ )              | 0,07<br>( $p = 0,96$ )          | 0,08<br>( $p = 0,96$ )          | 0,08<br>( $p = 0,96$ )          |

|                             |                          |                          |           |           |
|-----------------------------|--------------------------|--------------------------|-----------|-----------|
| LLC                         | -8,13<br>( $p < 0,001$ ) | -6,50<br>( $p < 0,001$ ) | -         | -         |
| ADF                         | 86,49<br>( $p < 0,001$ ) | 60,20<br>( $p < 0,001$ ) | -         | -         |
| Pesaran CD                  | 1,73<br>( $p = 0,083$ )  | -0,220<br>( $p = 0,83$ ) | -         | -         |
| Zakres próby                | 2001–2015                | 1999–2015                | 2001–2015 | 1999–2015 |
| Liczba jednostek            | 8                        | 6                        | 1         | 1         |
| Efektywna liczba obserwacji | 120                      | 96                       | 15        | 15        |
| Regresory deterministyczne  | stała                    | stała                    | stała     | stała     |
| GINI optymalne [%]          | 31,25                    | 29,18                    | 38,69     | -         |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

**Tabela 4.5.** Wyniki estymacji modeli wpływu nierówności płac na efektywność produkcji z uwzględnieniem kapitału ludzkiego i diety

| Zmienna zależna<br>ln TFP, model (1) | Warianty estymacji – estymator DOLS |                                 |                                  |                                  |
|--------------------------------------|-------------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
|                                      | (12)                                | (13)                            | (14)                             | (15)                             |
| Zmienna                              | GRUPA 1                             | GRUPA 2                         | MAZOWIECKIE                      | PODKARPACKIE                     |
| ln GINI                              | <b>43,12</b><br>( $p = 0,064$ )     | <b>66,99</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>1168,3</b><br>( $p = 0,004$ ) | <b>-0,549</b><br>( $p = 0,13$ )  |
| ln GINI_SQ                           | <b>-6,21</b><br>( $p = 0,067$ )     | <b>-9,96</b><br>( $p < 0,001$ ) | <b>-158,9</b><br>( $p = 0,004$ ) | -                                |
| ln LLK                               | <b>6,06</b><br>( $p < 0,001$ )      | <b>4,48</b><br>( $p < 0,001$ )  | <b>4,98</b><br>( $p < 0,001$ )   | <b>3,60</b><br>( $p < 0,001$ )   |
| ln FERT                              | <b>0,469</b><br>( $p = 0,026$ )     | <b>0,302</b><br>( $p = 0,004$ ) | <b>1,68</b><br>( $p = 0,002$ )   | <b>-0,958</b><br>( $p = 0,019$ ) |
| R <sup>2</sup>                       | 0,933                               | 0,941                           | 0,996                            | 0,978                            |
| SE                                   | 0,066                               | 0,056                           | 0,015                            | 0,026                            |
| Jarque-Bera                          | 8,17 ( $p = 0,017$ )                | 5,35 ( $p = 0,069$ )            | 1,44 ( $p = 0,49$ )              | 0,65 ( $p = 0,72$ )              |
| LLC                                  | -6,81<br>( $p < 0,001$ )            | -7,16<br>( $p < 0,001$ )        | -                                | -                                |
| ADF                                  | 67,13<br>( $p < 0,001$ )            | 67,46<br>( $p < 0,001$ )        | -                                | -                                |
| Pesaran CD                           | 1,22 ( $p = 0,22$ )                 | 0,37 ( $p = 0,71$ )             | -                                | -                                |
| Zakres próby                         | 2001–2015                           | 2001–2015                       | 2001–2015                        | 1999–2015                        |
| Liczba jednostek                     | 8                                   | 6                               | 1                                | 1                                |
| Efektywna liczba obserwacji          | 120                                 | 90                              | 15                               | 16                               |
| Regresory deterministyczne           | stała                               | stała                           | stała                            | stała                            |
| GINI optymalne [%]                   | 32,12                               | 28,92                           | 39,52                            | -                                |

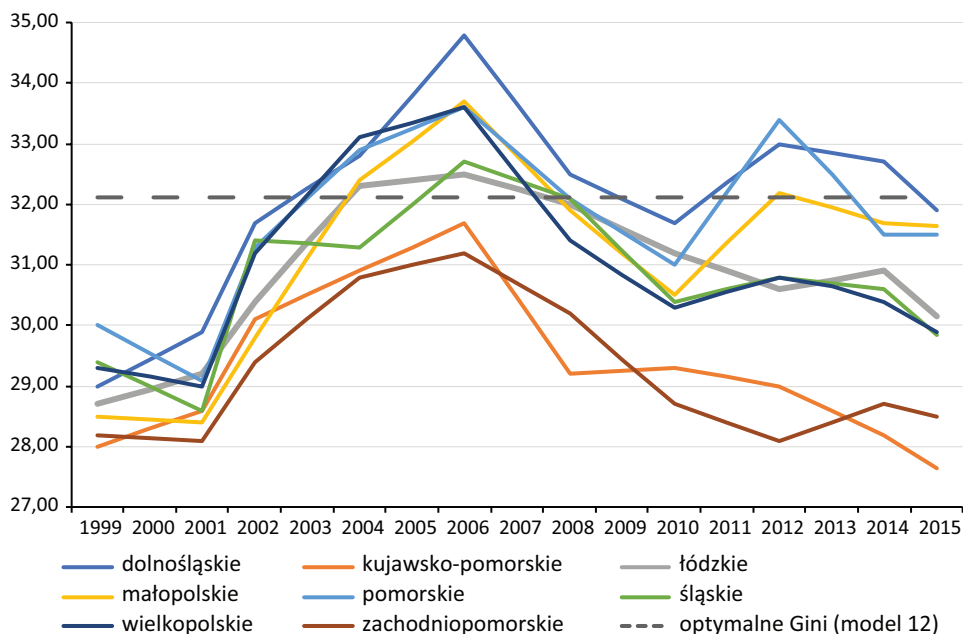
**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

Pomimo że województwo podkarpackie jest regionem o relatywnie niskim zróżnicowaniu płac oraz niskim poziomie TFP, nie udało się go zgrupować z pozostałymi regionami o podobnej charakterystyce (grupa 2). Włączenie woj. podkarpackiego skutkowało otrzymaniem nieistotnych oszacowań w rozważanych modelach. Jest to prawdopodobnie konsekwencją pojawiania się znacznych (co do wartości) reszt z estymacji dla tego regionu (kiedy jest on dołączony do grupy). Z kolei estymacja równań na podstawie danych wyłącznie dla woj. podkarpackiego skutkowała nieistotnymi oszacowaniami, nawet dla współczynnika Giniego wprowadzonego liniowo (por. warianty (7), (11) oraz (15)). Województwo mazowieckie potraktowano oddzielnie ze względu na spory dystans dzielący je od pozostałych regionów – zarówno pod względem poziomu zróżnicowania płac, jak i poziomu łącznej produktywności czynników produkcji. Dodatkowym powodem jest fakt, że, jak wyjaśnia mgr A.M. Piwowarczyk (specjalista zajmujący się tą problematyką w GUS od kilkunastu lat), firmy zlokalizowane w wielu województwach mają swoje centrale w stolicy. Ogólnopolskie zróżnicowanie płac tych firm jest zaliczane do zróżnicowania woj. mazowieckiego. Zazwyczaj są to duże firmy, więc posiadają szeroką kadrę zarządzającą (oraz specjalistów) o wysokich zarobkach. Skutkuje to dużym wewnątrzregionalnym zróżnicowaniem. Estymacja równań na podstawie danych wyłącznie dla tego regionu wskazała na potencjalne występowanie relacji nieliniowej. W wariancie (14) optymalne zróżnicowanie płac dla woj. mazowieckiego oszacowano na ok. 39,5%.

Optymalne poziomy zróżnicowania płac dla regionów o wyższym poziomie rozwoju (grupa 1) kształtowały się w zależności od wariantu – od 31,1% do 32,1%. Wartość optymalna wyznaczona na podstawie modelu (12) na tle empirycznie obserwowanych współczynników Giniego w okresie 1999–2015 została zaprezentowana na rysunku 4.5. Mniej więcej od 2009 roku większość regionów notowała zróżnicowanie płac poniżej szacunkowej optymalnej wartości. Sugeruje to konieczność wzrostu tej dyspersji w celu podniesienia poziomu produktywności (np. oczekiwania płacowe pracowników o wysokim poziomie kapitału ludzkiego są niezaspokojone). Podobne tendencje można zaobserwować w przypadku drugiej grupy województw (por. rysunek 4.6).

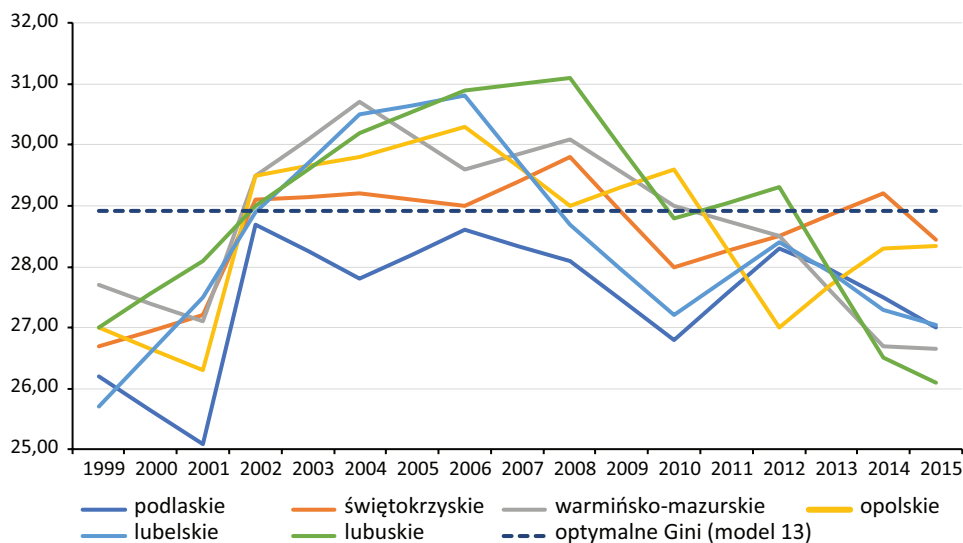
W przypadku omawianych województw (grupa 1) optymalna dyspersja płac po uwzględnieniu w modelu współczynnika dietyności była o ok. 1 p.p. wyższa (czego nie zaobserwowano w grupie 2). Ten wynik można bardzo ostrożnie zinterpretować w kategorii silniejszej relacji między współczynnikiem dietyności a zróżnicowaniem płac w regionach lepiej rozwiniętych. Jeśli zróżnicowanie płac może oddziaływać na produktywność poprzez dietyność, to odfiltrowanie tego wpływu (umieszczenie wsp. dietyności jako zmiennej objaśniającej) może prowadzić do zmiany wartości optymalnej<sup>11</sup>. W tym kontekście można wysnuć hipotezę, że optimum jest wyższe, gdyż przez zmienną „zróżnicowanie wynagrodzeń” jeszcze silniej działają efekty motywacyjne i efekty „prestżu”.

11 Różnice w oszacowaniach optymalnego poziomu współczynnika Giniego mogą wynikać z faktu, iż poziom i kwadrat tej zmiennej są współliniowe. To z kolei może powodować pewną niestabilność parametrów, nawet przy niewielkiej ingerencji w model. Należy też zwrócić uwagę, że w modelach zastosowano dwie różne miary kapitału ludzkiego.



**Rysunek 4.5.** Optymalne wartości współczynnika zróżnicowania płac na tle wartości empirycznych w grupie 1

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.



**Rysunek 4.6.** Optymalne wartości współczynnika zróżnicowania płac na tle wartości empirycznych w grupie 2

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Estymacje dla grupy regionów o niższej przeciętnej produktywności i niższym przeciętnym współczynniku różnicowania płac (grupa 2) potwierdziły przewidywany relatywnie niższy optymalny poziom różnicowania płac. Kształtował się on bardzo podobnie we wszystkich wariantach i wyniósł ok. 29%. Jego wartość na tle zaobserwowanych w latach 1999–2015 współczynników różnicowania płac przedstawiono na rysunku 4.6.

Dla województw o wyższej dyspersji płac i wyższym poziomie TFP we wszystkich wariantach modeli otrzymano stacjonarne reszty pozwalające potwierdzić występowanie relacji długookresowej z nieliniowo wprowadzonym współczynnikiem Giniego (testy LLC i ADF). Dla wszystkich wariantów składnik losowy podlegał rozkładowi normalnemu z tym, że dla wariantu (12) brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej można było stwierdzić wyłącznie na jednoprocentowym poziomie istotności. W przypadku odsetka aktywnych zawodowo z wykształceniem wyższym (zmienna OWAZ) oszacowanie wyniosło ok. 0,49 (warianty (4) i (8)). Oznacza to, że wzrost tego odsetka o 1% będzie powodował wzrost TFP o ok. 0,5% (*ceteris paribus*). Co ciekawe, nie zaobserwowano znaczących różnic, jeśli chodzi o wielkość tego oszacowania dla regionów o niższej produktywności (warianty (5) oraz (9)). W wariantach (12) dla omawianej grupy w roli zmiennych kontrolnych wykorzystano przeciętną liczbę lat kształcenia oraz współczynnik dzietności. Wzrost przeciętnej liczby lat kształcenia o 1% skutkował wzrostem poziomu łącznej produktywności czynników produkcji o ok. 6,1% (*ceteris paribus*). Taki sam wzrost, jeśli chodzi o współczynnik dzietności, powodował wzrost TFP o ok. 0,47%. Oszacowanie przy zmiennej FERT ma znak dodatni i można go próbować wytłumaczyć w kontekście intensyfikacji działań pracownika w celu zapewnienia odpowiedniej stopy życia powiększającej się rodzinie. Podobne uzasadnienie podczas badania związków (przyrostu) dzietności z dynamiką wydajności pracy w Polsce przedstawił J.J. Sztadynger [2015, s. 61]. Stwierdził on, że pojawienie się dziecka stanowi rodzaj impulsu dla rodziców (a także całej rodziny) do zapewnienia mu jak najlepszych warunków rozwoju, w tym też warunków materialnych, co intensyfikuje działania zarobkowe. Szerszą dyskusję w kontekście pozytywnego wpływu dzietności na wzrost gospodarczy można znaleźć w pracy doktorskiej E. Ambroziak [2018]. Z kolei J. Fox, S. Klüsener i M. Myrskylä [2019] w swoim artykule wskazują na szereg badań dla krajów na wyższym poziomie rozwoju, gdzie taka relacja ulega odwróceniu z negatywnej na pozytywną. Co ważne, autorzy w swoim badaniu wskazują, 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 rozwoju oraz wzroście udziału elastycznych form zatrudnienia. Powszechnie podkreśla się jednak, że wzrost współczynnika dzietności negatywnie wpływa na wzrost gospodarczy w długim okresie<sup>12</sup>. Posiadanie dzieci wymaga od rodziców

12 Warto jednak wspomnieć, że w wielu z tych badań (np. Bloom, Williamson, 1998; Li, Zhang, 2007; Ashraf, Weil, Wilde, 2013) wzrost gospodarczy mierzony jest za pomocą stopy wzrostu

poczynienia pewnych inwestycji (czasowych, finansowych itp.). Inwestycje te, zamiast na produkcję dóbr, zostają przeznaczone na wychowywanie dzieci (w tym na ich edukację). Przy ograniczonych zasobach wzrost liczby dzieci będzie również zmniejszał ich szanse na zdobycie lepszego wykształcenia. To z kolei może wiązać się w przyszłości z ich niższą produktywnością. Warto też podkreślić, że osoby bogatsze mają wyższe koszty alternatywne posiadania dzieci niż osoby biedniejsze. Prowadzi to do sytuacji, w której bogaci mają małą liczbę dobrze wyedukowanych dzieci, a biedni zupełnie przeciwnie [por. np. Malinowski, 2016, s. 56–59]. Taki stan rzeczy w dalszej perspektywie może utrzymywać, a nawet pogłębiać nierówności (por. podrozdział 1.2).

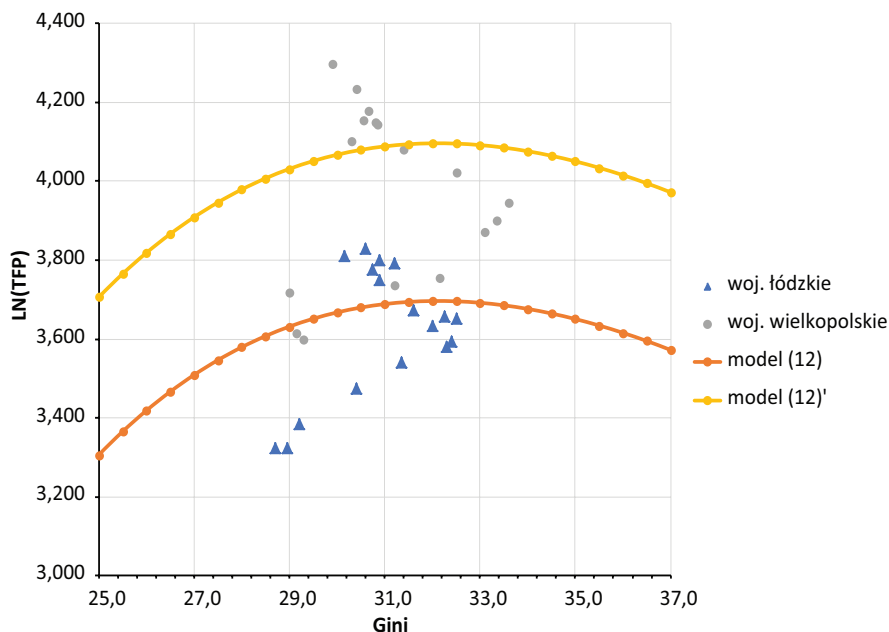
Podobnie jak w poprzedniej grupie, również dla województw grupy 2 potwierdzono istnienie relacji długookresowej szacowanych relacji za pomocą testów stacjonarności reszt. Składniki losowe we wszystkich wariantach charakteryzował rozkład normalny. W przypadku przeciętnej liczby lat kształcenia (LLK) otrzymano niższą wartość oszacowania niż dla poprzedniej grupy. Wzrost zmiennej LLK o 1% skutkował wzrostem poziomu łącznej produktywności czynników produkcji o ok. 4,5% (*ceteris paribus*).

Dodatkowo na rysunku 4.7 oraz rysunku 4.8 przedstawiono długookresowe parabole wyznaczone na podstawie oszacowań z modeli (12) oraz (13). Każde województwo w danej grupie jest charakteryzowane przez identyczną parabolę, ale przesuniętą (w górę lub w dół) o stałą. Na obu rysunkach wykreślono wyłącznie „najwyższą” (odpowiednio parabola (12') i (13')) oraz „najniższą” parabolę w danej grupie (oznaczone kolejno (12) i (13)) oraz wartości empiryczne odpowiadające regionom, dla których wyznaczono krzywe. W przypadku województw o wyższym poziomie rozwoju najniżej położoną krzywą zanotowano dla województwa łódzkiego, a najwyższą – dla województwa wielkopolskiego. W przypadku drugiej grupy były to odpowiednio województwa lubelskie oraz opolskie.

Ze wspomnianych rysunków wynika, że wzrost nierówności, gdy te są niższe od optymalnych, będzie potencjalnie związany z wyższym poziomem produktywności. 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 wzrasta poczucie niesprawiedliwości. Skutkuje to zmniejszonym zaangażowaniem wkładanym w pracę (a tym samym niższym poziomem ogólnej produktywności).

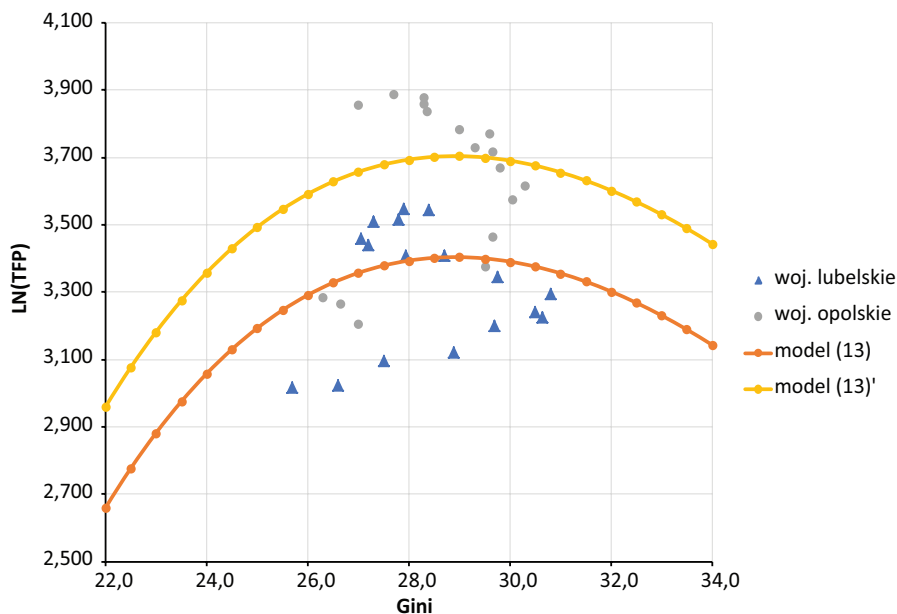
---

PKB per capita. Powoduje to, że modelowana relacja jest „quasi-tożsamościowa”. Urodzenie się dziecka zwiększa bowiem mianownik zmiennej PKB per capita (w okresie, w którym dziecko jest wliczane do ludności). Tym samym *ceteris paribus* obniża stopę wzrostu gospodarczego.



**Rysunek 4.7.** Wpływ nierówności płac na łączną produktywność czynników produkcji dla województw grupy 1

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.



**Rysunek 4.8.** Wpływ nierówności płac na łączną produktywność czynników produkcji dla województw grupy 2

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

## 4.5. Szacunki strat na efektywności wykorzystania czynników produkcji z tytułu nieoptymalnego zróżnicowania płac

Dla wariantów estymacji (12) oraz (13) wyznaczono krańcowe oraz skumulowane efekty odchyień od optymalnego poziomu zróżnicowania płac w danej grupie. Zostały one wyznaczone jako wartości teoretyczne ze wskazanych modeli, przy przyjęciu pozostałych czynników (liczba lat kształcenia i współczynnik diety) na niezmiennym poziomie. Wyniki symulacji zaprezentowano w tabelach 4.6 oraz 4.7.

W tabelach 4.6 oraz 4.7 „ważona zmiana” oznacza zmianę wydajności pracy wskutek zmiany poziomu TFP, zgodnie ze wzorem:

$$VAL_{it} = (1 - \alpha) * TFP_{it} + \alpha * (KL_{it})$$

gdzie kropki nad zmiennymi oznaczają dynamikę opartą na różnicy logarytmów. Zmiana TFP, przy założeniu technicznego uzbrojenia pracy na tym samym poziomie, będzie skutkować zmianą wydajności pracy równą:  $(1 - 0,407) * TFP_{it}$ .

**Tabela 4.6.** Skumulowane efekty strat na produktywności z tytułu odejścia od optymalnego poziomu zróżnicowania płac – modele (12) i (13)

| Model (12) – GRUPA 1 |          |                 | Model (13) – GRUPA 2 |          |                 |
|----------------------|----------|-----------------|----------------------|----------|-----------------|
| GINI %               | zmiana % | ważona zmiana % | GINI %               | zmiana % | ważona zmiana % |
| 29,5                 | -4,5     | -2,7            | 26,5                 | -7,6     | -4,5            |
| 30,0                 | -2,9     | -1,7            | 27,0                 | -4,7     | -2,8            |
| 30,5                 | -1,7     | -1,0            | 27,5                 | -2,5     | -1,5            |
| 31,0                 | -0,8     | -0,5            | 28,0                 | -1,0     | -0,6            |
| 31,5                 | -0,2     | -0,1            | 28,5                 | -0,2     | -0,1            |
| 32,0                 | 0,0      | 0,0             | 29,0                 | 0,0      | 0,0             |
| 32,5                 | -0,1     | -0,1            | 29,5                 | -0,4     | -0,2            |
| 33,0                 | -0,5     | -0,3            | 30,0                 | -1,3     | -0,8            |
| 33,5                 | -1,1     | -0,7            | 30,5                 | -2,8     | -1,7            |
| 34,0                 | -2,0     | -1,2            | 31,0                 | -4,8     | -2,8            |
| 34,5                 | -3,2     | -1,9            | 31,5                 | -7,3     | -4,3            |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

**Tabela 4.7.** Krańcowe efekty strat na produktywności z tytułu innego poziomu zróżnicowania niż optymalny – modele (12) i (13)

| Model (12) – GRUPA 1 |          |                 | Model (13) – GRUPA 2 |          |                 |
|----------------------|----------|-----------------|----------------------|----------|-----------------|
| GINI %               | zmiana % | ważona zmiana % | GINI %               | zmiana % | ważona zmiana % |
| 29,5 do 30           | 1,6      | 1,0             | 26,5 do 27           | 2,9      | 1,7             |
| 30 do 30,5           | 1,2      | 0,7             | 27 do 27,5           | 2,2      | 1,3             |
| 30,5 do 31           | 0,9      | 0,5             | 27,5 do 28           | 1,5      | 0,9             |
| 31 do 31,5           | 0,6      | 0,3             | 28 do 28,5           | 0,8      | 0,5             |
| 31,5 do 32           | 0,2      | 0,1             | 28,5 do 29           | 0,2      | 0,1             |
| 32 do 32,5           | -0,1     | -0,1            | 29 do 29,5           | -0,4     | -0,2            |
| 32,5 do 33           | -0,4     | -0,2            | 29,5 do 30           | -0,9     | -0,6            |
| 33 do 33,5           | -0,6     | -0,4            | 30 do 30,5           | -1,5     | -0,9            |
| 33,5 do 34           | -0,9     | -0,5            | 30,5 do 31           | -2,0     | -1,2            |
| 34 do 34,5           | -1,2     | -0,7            | 31 do 31,5           | -2,5     | -1,5            |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

Interpretując skumulowane efekty zmian dyspersji płac dla pierwszej grupy, można powiedzieć, że gdyby zróżnicowanie to wyniosło ok. 30%, to łączny skumulowany efekt z tytułu nieoptymalnego poziomu zróżnicowania płac (ok. 32%) skutkowałby niższym poziomem TFP o ok. 2,9% oraz niższym poziomem wydajności pracy o ok. 1,7% niż gdyby to zróżnicowanie było na optymalnym poziomie. Analogicznie dla drugiej grupy łączna skumulowana strata przy współczynniku Giniego równym 30% (poziom optymalny ok. 29%) będzie wynosić ok. 1,3% poziomu TFP oraz ok. 0,8% dla poziomu wydajności pracy. Oczywiście są to jedynie wartości szacunkowe, które mogą się wydawać zawyżone (szczególnie po lewej stronie paraboli, której ramię opada bardzo stromo). Niemniej jednak główny wniosek jest taki, że występuje znaczące zróżnicowanie w reakcji poziomu TFP i wydajności pracy pomiędzy regionami. W związku z tym, że optymalne zróżnicowanie płac jest różne w poszczególnych regionach, polityka nastawiona np. na redukcję nierówności może przynieść szczególnie silne, negatywne, skutki dla wydajności pracy w regionach, w których to zróżnicowanie po prostu powinno być wyższe<sup>13</sup>. Jest to argument za bardziej kontekstowym podejściem do badań i uwzględnianiem specyfiki poszczególnych regionów. Dodatkowo siła reakcji poziomu produktywności (nachylenie ramion paraboli) na zmiany poziomu dyspersji wynagrodzeń jest odmienna dla poszczególnych grup województw (por. tabela 4.7). Przede wszystkim zaobserwowano silniejsze reakcje

13 W takim przypadku należałoby raczej stosować politykę zachęt (szczególnie jeśli celem są przedsiębiorstwa *high-tech*, to wystąpić mogą dodatkowe korzyści poprzez *spillovers effect*). Niesie ona jednak ze sobą potencjalnie negatywne skutki. Nieprzemyślana albo nadmierna polityka zachęt, celowana w przedsiębiorstwa oraz najbardziej produktywnych (ew. perspektywicznych) pracowników może doprowadzić do utworzenia się klastrów przedsiębiorstw czy też kast „faworyzowanych pracowników” (podobnie jak w teoriach rozwoju regionalnego – np. rdzeni i peryferii). Ten stan może z kolei nadmiernie zwiększyć nierówności lub tworzyć i utrzymywać podziały społeczne.

w województwach o niskim poziomie zróżnicowania płac oraz niższym poziomie TFP. Może to wynikać z faktu, iż działa tu „podwójny” efekt motywacyjny. Pierwszy to próba dogonienia bogatych z własnej grupy (lub narastanie poczucia niesprawiedliwości w przypadku prawego ramienia paraboli). Drugi związany jest z próbą dogonienia całej pierwszej grupy regionów jako takiej. Koncepcję tę można by nazwać „pogonią za konwergencją”.

## 4.6. Wyniki estymacji z wykorzystaniem wystandaryzowanego współczynnika zróżnicowania płac w roli zmiennej objaśniającej

Dodatkowo w tabeli 4.8 zaprezentowano wariant estymacji, w którym wystandaryzowano współczynnik Giniego zgodnie ze wzorem:

$$UGINI_{it} = \frac{GINI_{it} - \widehat{GINI}_i}{S_i}$$

gdzie:  $\widehat{GINI}_i$  jest średnim poziomem współczynnika Giniego w latach 1999–2015 obliczonym oddzielnie dla każdego  $i$ -tego województwa,  $S_i$  jest odchyleniem standardowym współczynnika Giniego liczonym dla każdego  $i$ -tego województwa w okresie 1999–2015.

**Tabela 4.8.** Warianty estymacji uwzględniające wystandaryzowany współczynnik nierównomierności płac (łącznie regiony grupy 1 oraz 2)

| Zmienna zależna<br>ln TFP, model (1) | Warianty estymacji                        |                                         |
|--------------------------------------|-------------------------------------------|-----------------------------------------|
|                                      | (16)                                      | (17)                                    |
| Zmienna                              | DOLS                                      | DOLS                                    |
| <b>UGINI</b>                         | <b>0,0179 (<math>p &lt; 0,001</math>)</b> | <b>0,0182 (<math>p = 0,003</math>)</b>  |
| <b>UGINI_SQ</b>                      | <b>–0,0136 (<math>p = 0,029</math>)</b>   | <b>–0,0151 (<math>p = 0,025</math>)</b> |
| <b>ln LLK</b>                        | <b>5,16 (<math>p &lt; 0,001</math>)</b>   | <b>5,24 (<math>p &lt; 0,001</math>)</b> |
| <b>ln FERT</b>                       | –                                         | <b>0,399 (<math>p = 0,001</math>)</b>   |
| R <sup>2</sup>                       | 0,955                                     | 0,964                                   |
| SE                                   | 0,065                                     | 0,061                                   |
| Jarque-Bera                          | 5,07 ( $p = 0,079$ )                      | 3,79 ( $p = 0,15$ )                     |
| LLC                                  | –8,26 ( $p < 0,001$ )                     | –9,62 ( $p < 0,001$ )                   |
| ADF                                  | 109,89 ( $p < 0,001$ )                    | 127,49 ( $p < 0,001$ )                  |
| Zakres próby                         | 2001–2015                                 | 2001–2015                               |
| Liczba jednostek                     | 8 + 6                                     | 8 + 6                                   |
| Efektywna liczba obserwacji          | 210                                       | 210                                     |
| Regresory deterministyczne           | stała                                     | stała                                   |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

Wyniki estymacji dla obu wariantów (16) oraz (17) wskazują na istotność statystyczną badanej relacji (w każdym modelu uwzględniono 14 województw – łącznie z grupy 1 i 2). Reszty posiadają rozkład normalny przy założeniu 5% poziomu istotności, a testy stacjonarności potwierdzają istnienie związku długookresowego pomiędzy zmiennymi. Wykorzystując przeciętne poziomy zróżnicowania płac i odchylenia standardowe w okresie 1999–2015, wyznaczono optymalne dyspersje płac w poszczególnych regionach. Szacunki te zaprezentowano w tabeli 4.10.

W tabeli 4.9 zaprezentowano warianty oszacowań modeli ze standaryzowaną zmienną mierzącą zróżnicowanie płac w podziale na dwie grupy województw. Warto odnotować, że szczególnie w przypadku drugiej grupy województw istotność statystyczna współczynnika Giniego w drugiej potęgze była niższa niż w wariancie bez grupowania<sup>14</sup>. Podobnie jak w przypadku wariantów dla wszystkich województw w jednym panelu, tak i tutaj wyznaczono optymalne zróżnicowania płac dla wszystkich regionów (por. tabela 4.10).

**Tabela 4.9.** Warianty estymacji uwzględniające wystandaryzowany współczynnik nierównomierności płac i podział na dwie wyróżnione grupy województw

| Zmienna zależna<br>ln TFP, model (1) | Warianty estymacji                    |                                       |                                       |                                       |
|--------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
|                                      | GRUPA 1                               |                                       | GRUPA 2                               |                                       |
|                                      | (18)                                  | (19)                                  | (20)                                  | (21)                                  |
| Zmienna                              | DOLS                                  | DOLS                                  | DOLS                                  | DOLS                                  |
| <b>UGINI</b>                         | <b>0,0212</b><br>( <i>p</i> = 0,007)  | <b>0,0274</b><br>( <i>p</i> = 0,006)  | <b>0,0187</b><br>( <i>p</i> < 0,008)  | <b>0,0129</b><br>( <i>p</i> < 0,099)  |
| <b>UGINI_SQ</b>                      | <b>-0,0251</b><br>( <i>p</i> = 0,010) | <b>-0,0208</b><br>( <i>p</i> = 0,065) | <b>-0,0068</b><br>( <i>p</i> = 0,375) | <b>-0,0140</b><br>( <i>p</i> = 0,112) |
| <b>ln LLK</b>                        | <b>5,67</b><br>( <i>p</i> < 0,001)    | <b>5,80</b><br>( <i>p</i> < 0,001)    | <b>4,74</b><br>( <i>p</i> < 0,001)    | <b>4,81</b><br>( <i>p</i> < 0,001)    |
| <b>ln FERT</b>                       | –                                     | <b>0,387</b><br>( <i>p</i> = 0,064)   | –                                     | <b>0,354</b><br>( <i>p</i> = 0,020)   |
| R <sup>2</sup>                       | 0,918                                 | 0,933                                 | 0,919                                 | 0,935                                 |
| SE                                   | 0,069                                 | 0,066                                 | 0,061                                 | 0,058                                 |
| Jarque-Bera                          | 5,59<br>( <i>p</i> = 0,061)           | 9,91<br>( <i>p</i> = 0,001)           | 6,03<br>( <i>p</i> = 0,049)           | 3,25<br>( <i>p</i> = 0,197)           |
| LLC                                  | -5,85<br>( <i>p</i> < 0,001)          | -6,57<br>( <i>p</i> < 0,001)          | -6,43<br>( <i>p</i> < 0,001)          | -7,13<br>( <i>p</i> < 0,001)          |
| ADF                                  | 74,46<br>( <i>p</i> < 0,001)          | 72,11<br>( <i>p</i> < 0,001)          | 56,91<br>( <i>p</i> < 0,001)          | 60,87<br>( <i>p</i> < 0,001)          |
| Zakres próby                         | 2001–2015                             | 2001–2015                             | 2001–2015                             | 2001–2015                             |
| Liczba jednostek                     | 8                                     | 8                                     | 6                                     | 6                                     |
| Efektywna liczba obserwacji          | 120                                   | 120                                   | 90                                    | 90                                    |
| Regresory deterministyczne           | stała                                 | stała                                 | stała                                 | stała                                 |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

14 Należy jednak zwrócić uwagę, na potencjalne problemy z rozkładem reszt (por. test JB), co może wpływać na wyniki testu istotności.

**Tabela 4.10.** Porównanie oszacowań optymalnych różnic w płacach w województwach na podstawie analizowanych wariantów modeli (w %)

| Województwa                  | Model (16)  | Model (17)  | Modele (12) (13) (14) (15) | Modele (18) (20) | Modele (19) (21) | Porównanie optymalnych wsp. Gini modele (16) i (18) (20) | Porównanie optymalnych wsp. Gini modele (17) i (19) (21) |
|------------------------------|-------------|-------------|----------------------------|------------------|------------------|----------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------|
|                              | 1           | 2           | 3                          | 4                | 5                | 6                                                        | 7                                                        |
| dolnośląskie                 | 33,1        | 33,1        | 32,1                       | 32,8             | 33,2             | BR                                                       | BR                                                       |
| kujawsko-pomorskie           | 30,2        | 30,2        | 32,1                       | 29,9             | 30,2             | BR                                                       | BR                                                       |
| lubelskie                    | 29,4        | 29,3        | 28,9                       | 30,4             | 29,1             | 1,0                                                      | BR                                                       |
| lubuskie                     | 30,0        | 29,9        | 28,9                       | 31,1             | 29,7             | 1,1                                                      | BR                                                       |
| łódzkie                      | 31,7        | 31,7        | 32,1                       | 31,5             | 31,7             | BR                                                       | BR                                                       |
| małopolskie                  | 32,3        | 32,2        | 32,1                       | 31,9             | 32,3             | BR                                                       | BR                                                       |
| mazowieckie                  | XXX         | XXX         | 39,5                       | XXX              | XXX              | XXX                                                      | XXX                                                      |
| opolskie                     | 29,5        | 29,4        | 28,9                       | 30,4             | 29,2             | 0,9                                                      | BR                                                       |
| podkarpackie                 | XXX         | XXX         | XXX                        | XXX              | XXX              | XXX                                                      | XXX                                                      |
| podlaskie                    | 28,2        | 28,1        | 28,9                       | 28,9             | 28,0             | 0,7                                                      | BR                                                       |
| pomorskie                    | 32,7        | 32,6        | 32,1                       | 32,4             | 32,7             | BR                                                       | BR                                                       |
| śląskie                      | 31,6        | 31,6        | 32,1                       | 31,3             | 31,6             | BR                                                       | BR                                                       |
| świętokrzyskie               | 29,2        | 29,1        | 28,9                       | 29,8             | 29,0             | 0,6                                                      | BR                                                       |
| warmińsko-mazurskie          | 29,6        | 29,6        | 28,9                       | 30,6             | 29,4             | 1,0                                                      | BR                                                       |
| wielkopolskie                | 32,0        | 31,9        | 32,1                       | 31,7             | 32,0             | BR                                                       | BR                                                       |
| zachodniopomorskie           | 30,0        | 30,0        | 32,1                       | 29,8             | 30,1             | BR                                                       | BR                                                       |
| <b>Średnia arytmetyczna:</b> | <b>30,7</b> | <b>30,6</b> | <b>31,3</b>                | <b>30,9</b>      | <b>30,6</b>      | <b>BR</b>                                                | <b>BR</b>                                                |
| <b>Śr. arytm. GRUPA 1:</b>   | <b>31,7</b> | <b>31,7</b> | <b>32,1</b>                | <b>31,4</b>      | <b>31,7</b>      | <b>BR</b>                                                | <b>BR</b>                                                |
| <b>Śr. arytm. GRUPA 2:</b>   | <b>29,3</b> | <b>29,2</b> | <b>28,9</b>                | <b>30,2</b>      | <b>29,1</b>      | <b>0,9</b>                                               | <b>BR</b>                                                |

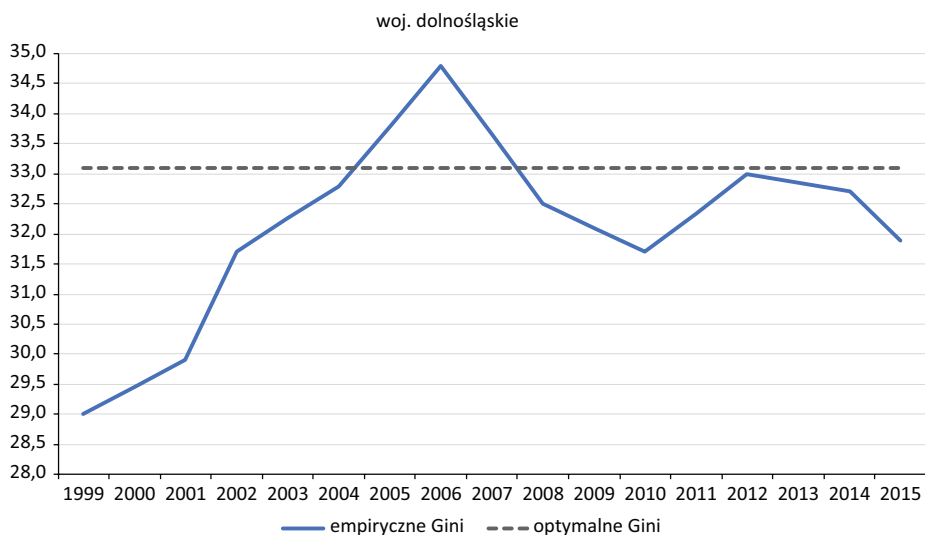
**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10. BR – oznacza wartość bezwzględną różnicy poniżej 0,5 p.p. Kolorem czerwonym oznaczono województwa grupy 1, a kolorem niebieskim województwa grupy 2. Takie same oznaczenia zastosowano przy numerach modeli, w których wystąpił podział województw.

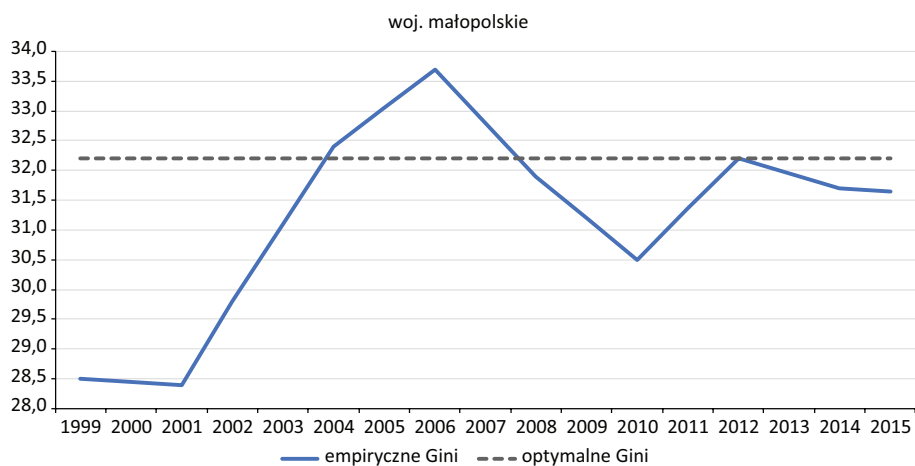
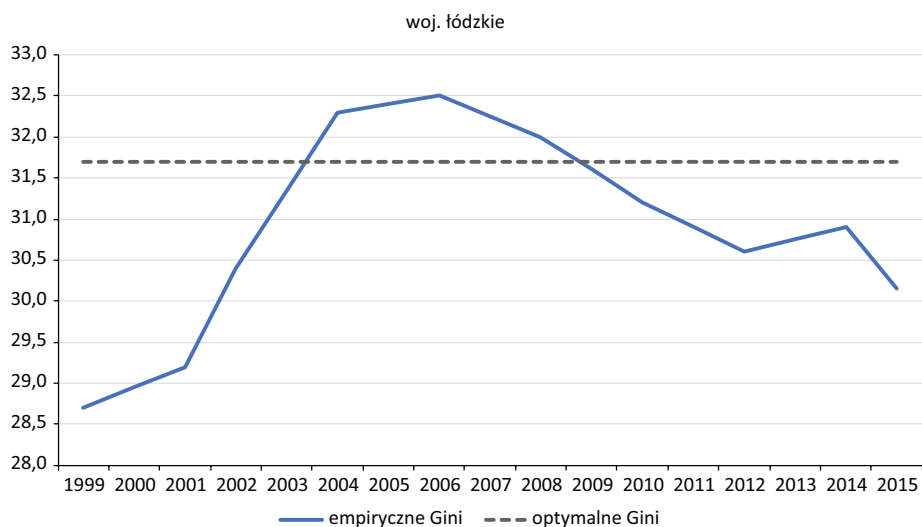
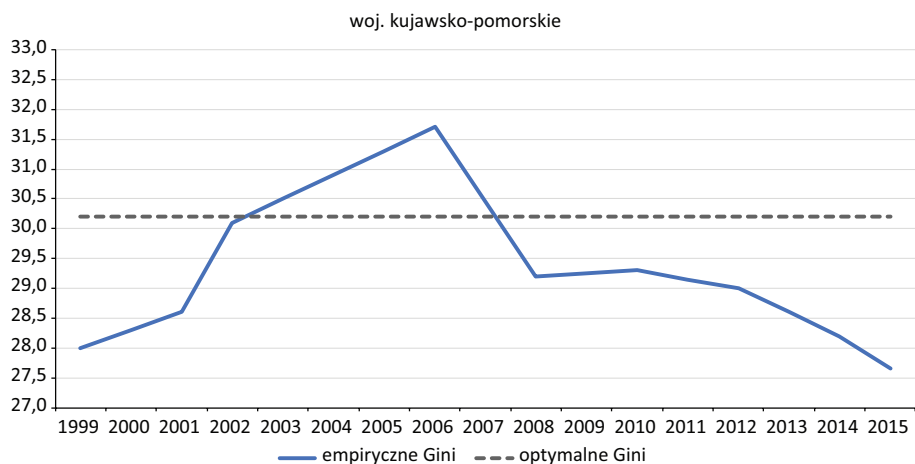
W tabeli 4.10 zawarto zestawienie szacunkowych poziomów optymalnych różnic w płacach na podstawie prezentowanych wcześniej modeli. Analiza tych wartości pozwala wysnuć następujące wnioski. W przypadku modeli z wystandaryzowanym współczynnikiem Giniego oraz bez grupowania regionów (por. kolumna 1 oraz 2 w tabeli 4.10) nie zaobserwowano istotnych różnic w optymalnych wartościach po uwzględnieniu współczynnika diety w modelu. Z kolei wprowadzenie podziału na grupy (por. kolumna 4 i 5 w tabeli 4.10) powoduje, że w modelach ze współczynnikiem diety optymalne zróżnicowanie płac jest

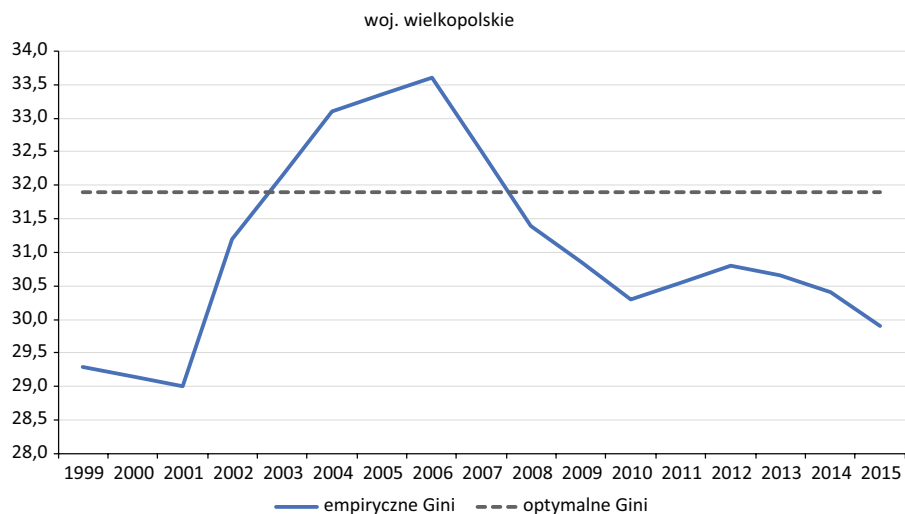
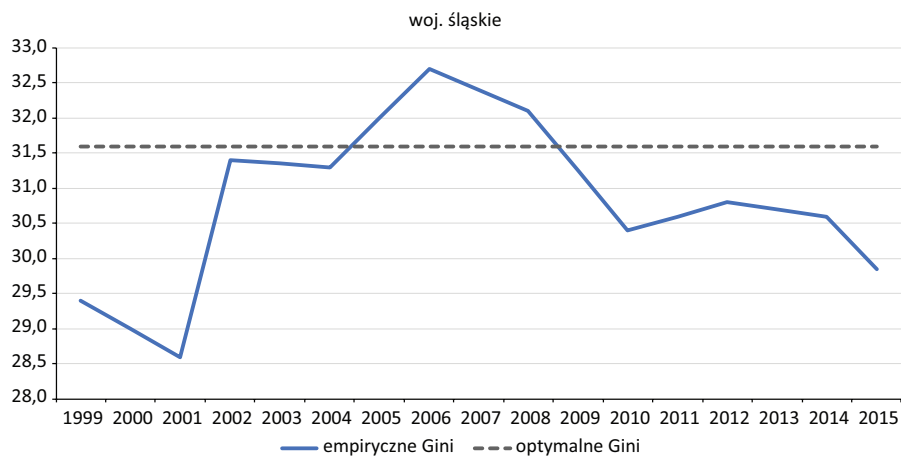
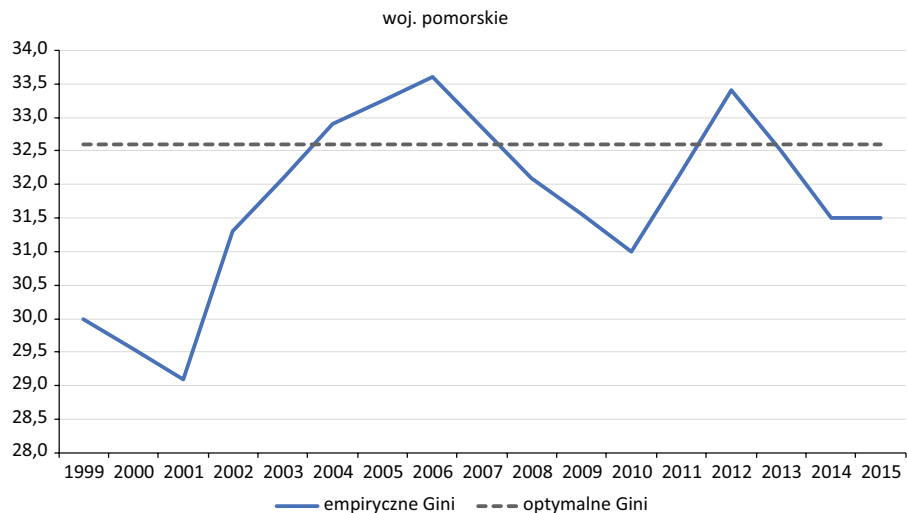
wyższe w regionach lepiej rozwiniętych i niższe w regionach gorzej rozwiniętych (w porównaniu do szacunków na podstawie modeli bez tej zmiennej). W przypadku grupy 1 różnice te (poniżej 0,5 p.p.) są na tyle niewielkie, że można je uznać za nieistotne. Dla grupy 2 różnice te wynosiły ok. 1 p.p. (najwięcej dla województwa lubuskiego).

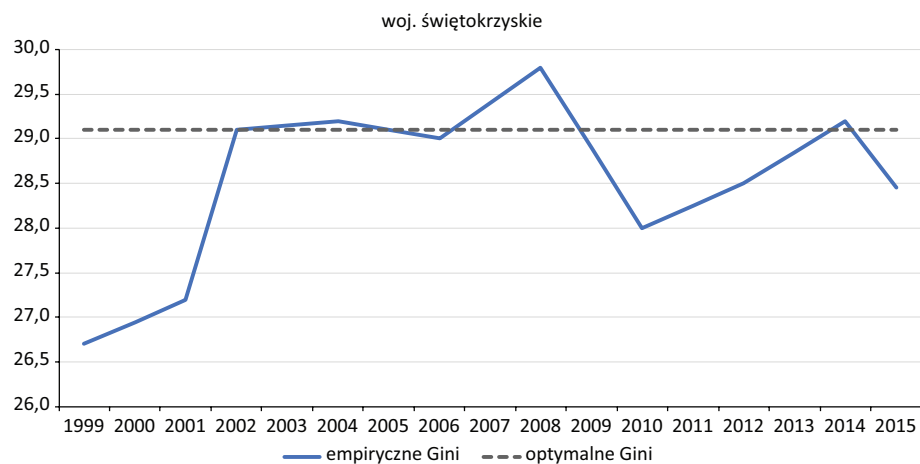
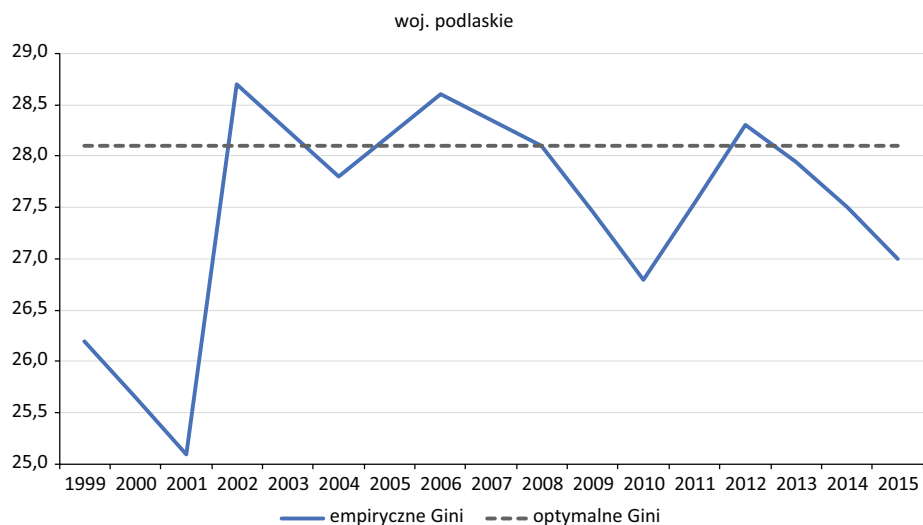
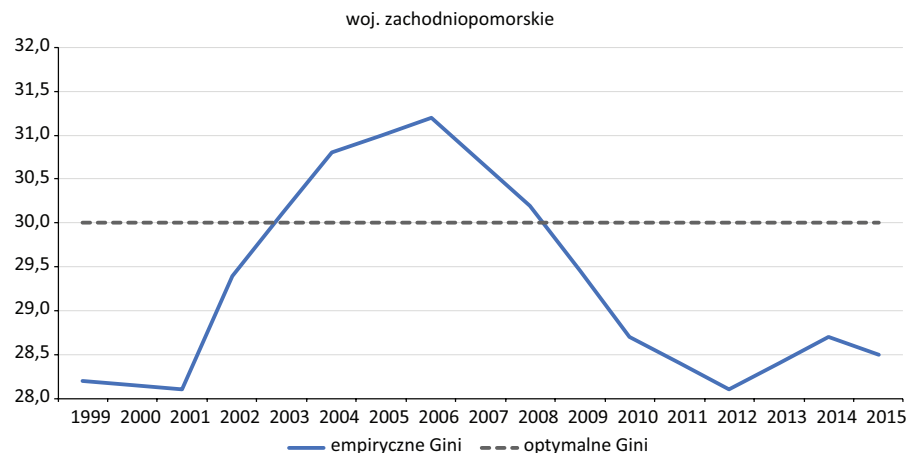
Porównanie optymalnych współczynników zróżnicowania płac z modeli ze zmienną standaryzowaną bez grupowania oraz w podziale na grupy województw przeprowadzono w dwóch ostatnich kolumnach tabeli 4.10. Jak się okazuje, po standaryzacji, dla większości województw podział ten nie miał istotnego znaczenia (różnice były mniejsze niż 0,5 p.p.). W szczególności brak jest istotnych różnic w modelach zawierających współczynnik dietyzacji (modele (17) i (19), (21)). Podział na grupy województw okazał się istotny w modelach uwzględniających jedynie kapitał ludzki i tylko w grupie regionów słabiej rozwiniętych. Prowadzi to do ostrożnego wniosku, że kluczowym elementem wpływającym na to, jak pracownicy postrzegają aktualne zróżnicowanie płac, jest jego średni (historyczny) poziom w badanym okresie. Ten oczywiście wynika nie tylko ze stosunków „czysto społecznych”, lecz także ze struktury zatrudnienia, zróżnicowania kapitału ludzkiego oraz napływu i zdolności adaptacji technologii.

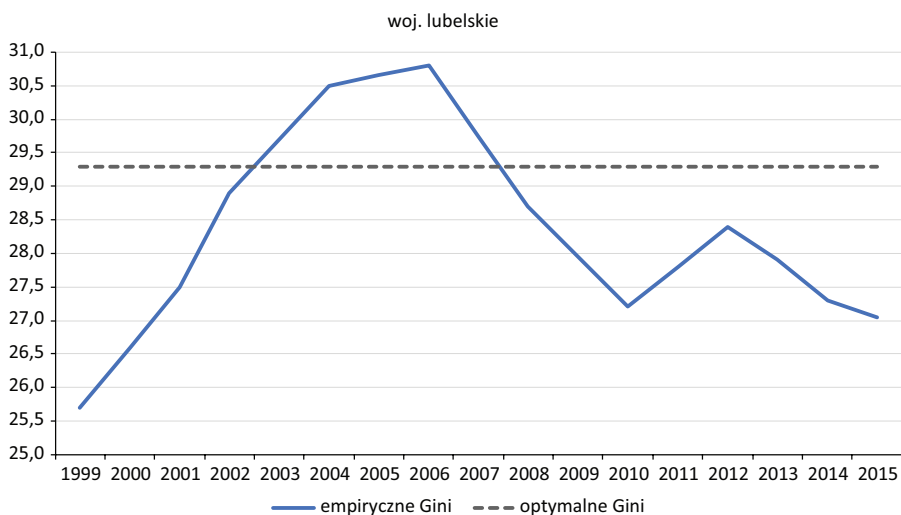
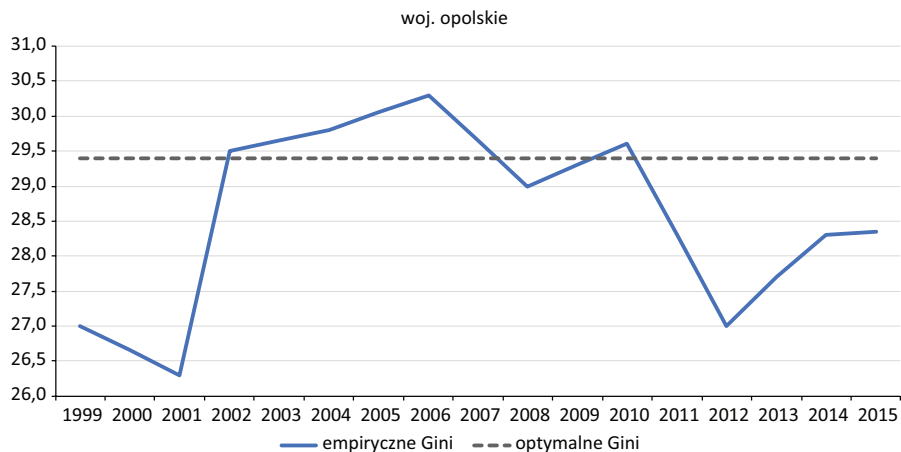
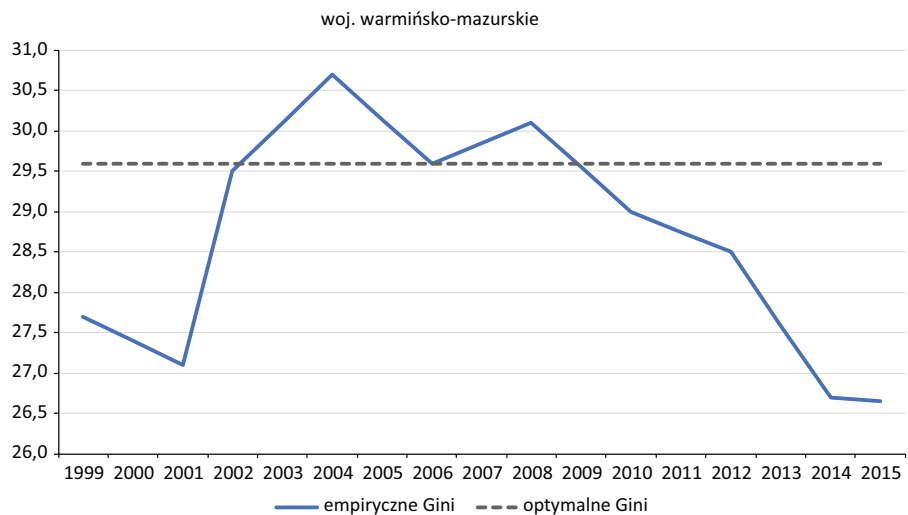
Dodatkowo na rysunku 4.9 zaprezentowano szacunki indywidualnych optymalnych poziomów dyspersji płac na tle faktycznie zaobserwowanych dla 14 województw. Wykorzystano wyniki otrzymane z modelu (17), tj. modelu bez grupowania regionów, ze standaryzacją współczynnika Giniego i uwzględniającego współczynnik dietyzacji w roli zmiennej objaśniającej (jak się wydaje ten model cechują najlepsze własności).

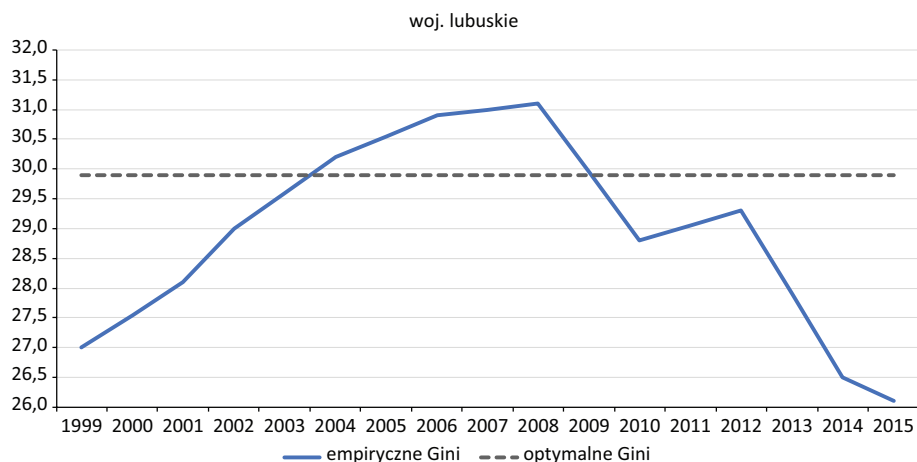












**Rysunek 4.9.** Indywidualne optymalne zróżnicowanie płac na tle emirycznych wartości w poszczególnych województwach (lata 1999–2015, w %)

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Dla większości regionów rysuje się wspólna tendencja odnośnie relacji faktycznego i optymalnego zróżnicowania płac. Na początku badanego okresu regiony charakteryzowały się dyspersją niższą niż ta, którą można by uznać za optymalną. Następnie województwa cechował okres zbyt dużego zróżnicowania płac. Mniej więcej od lat 2007–2010 (w zależności od regionu) nastąpił powrót do zbyt niskiej dyspersji i stan ten trwał do końca analizowanego okresu. W uproszczeniu, różnicę między optymalnym a rzeczywistym zróżnicowaniem płac można przedstawić jako zderzenie pracowniczych oczekiwań, co do wysokości wynagrodzeń, z faktycznie zastaną sytuacją na rynku pracy<sup>15</sup>. Wzrost faktycznego poziomu dyspersji płac na początku badanego okresu należy przypisać głównie rosnącej premii za wykształcenie [zob. np. Brzeziński, 2017]. W następnych latach był on wzmocniony efektem akcesji do Unii Europejskiej<sup>16</sup>. Jak widać na rysunku 4.9, nałożenie się wspomnianych czynników (środek badanego okresu) sprawiło, że pracownicy postrzegali aktualne zróżnicowanie płac (agregatowo) jako zbyt duże. Kiedy minął „efekt akcesji”, a jednocześnie notowano systematyczny spadek premii za wykształcenie, to rzeczywiste nierówności zaczęły być postrzegane jako zbyt niskie<sup>17</sup>.

Na koniec należy wspomnieć, że stosowanie zmiennych standaryzowanych ma pewne konsekwencje. Po pierwsze operacja standaryzacji zmienia skalę pomiaru

15 Nie oznacza to jednak, że oczekiwania te są kształtowane w oderwaniu od realiów rynkowych. Jednak, jak pokazują badania, społeczna percepcja nierówności może być zaburzona.

16 Jednostki najbardziej przedsiębiorcze były w stanie szybko wykorzystać możliwości związane z lepszym dostępem do nowych rynków. Przekładało się to na wyższe dochody tych jednostek, a tym samym wyższe płace zatrudnionych tam pracowników.

17 Oczywiście należy wspomnieć o innych czynnikach mogących kształtować poziom zróżnicowania płac, takich jak np.: koniunktura gospodarcza, system podatkowy, zmiana wysokości płacy minimalnej czy siła związków zawodowych.

zmiennej. Zróźnicowanie płac mierzone współczynnikiem Giniego ma „zero” naturalne, gdzie wartość ta oznacza równy podział wynoszący tyle, ile średnia płaca. Wystandaryzowany współczynnik Giniego może przyjąć wartości ujemne i jest mierzony na skali interwałowej [por. Panek, Zwierzchowski, 2013]. Po drugie tracimy część informacji o zmienności danej zmiennej (wyliminowanie zmienności jako podstawy zróźnicowania obiektów) [por. Gatnar, Walesiak, 2004]. Z kolei pewną zaletą standaryzacji, w przypadku prezentowanych w niniejszej pracy modeli, jest to, że wprowadzenie wsp. Giniego i wsp. Giniego podniesionego do kwadratu jednocześnie do modelu implikuje współliniowość, którą operacja ta pozwala zredukować.

## 4.7. Podsumowanie

W rozdziale podjęto próbę oszacowania wpływu zróźnicowania płac mierzonego współczynnikiem Giniego na poziom łącznej produktywności czynników produkcji. Analizę przeprowadzono w ujęciu regionalnym na podstawie danych z lat 1999–2015. Wyniki testów panelowej kointegracji Kao oraz Pedroniego pozwalają przypuszczać, że istnieje długookresowa równowaga pomiędzy tymi kategoriami. Wyniki oszacowań modeli potwierdzają założenie, że omawiana relacja ma charakter nieliniowy.

Zmiany w poziomie zróźnicowania płac w zależności od kierunku (bardziej lub mniej egalitarnego) zawsze będą stawiały jakąś część społeczeństwa w gorszym położeniu. W przypadku silnie akcentowanych w niniejszej pracy aspektów motywacyjnych taki wzrost zróźnicowania nie musi oznaczać negatywnych konsekwencji dla wzrostu gospodarczego czy poziomu produktywności, oczywiście o tyle, o ile dany poziom nierówności postrzegany jest przez przeważającą część społeczeństwa jako uzasadniony (tzn. mniej kolizyjny niż większe lub mniejsze zróźnicowanie). W tym przypadku istotną rolę odgrywać mogą specyficzne uwarunkowania rozpatrywanego społeczeństwa, takie jak siła więzi społecznych czy struktura zatrudnienia i zróźnicowanie kapitału ludzkiego. Prowadzi to nie tylko do potrzeby zastosowania jakiejś nieliniowej formy rozpatrywanej relacji, lecz także potencjalnie wskazuje na konieczność jej różnicowania względem regionów (czy krajów). Jak się wydaje, na taką właśnie konieczność wskazały analizy przeprowadzone w niniejszej pracy – tj. regiony o względnie niższym przeciętnym zróźnicowaniu płac oraz poziomie produktywności posiadały inne (niższe) optymalne zróźnicowanie płac niż regiony lepiej rozwinięte.

W podziale na dwie grupy regionów – tych o wysokim poziomie TFP i wysokim poziomie zróźnicowania płac oraz niskim poziomie TFP i niskim poziomie zróźnicowania płac – oszacowano optymalne poziomy dyspersji płac. Oszacowania te mogą być interpretowane jako takie, przy których poziom łącznej produktywności

byłby wyższy niż przy każdym innym zróżnicowaniu płac. Dla pierwszej grupy optymalny poziom nierówności płac wyniósł ok. 31–32% w zależności od wariantu modelu. Dla drugiej grupy oszacowania były stabilniejsze i wyniosły ok. 29%. Dodatkowo analizę uzupełniono o symulacje wpływu zmian zróżnicowania płac na poziom TFP oraz szacunki z wykorzystaniem zmiennej standaryzowanej. Te ostatnie pozwoliły wyznaczyć indywidualne poziomy optymalnej dyspersji płac dla każdego regionu w zależności od tego, jakie były przeciętne poziomy i zmienność tego zróżnicowania w badanym okresie. Modele ze zmienną standaryzowaną potwierdziły, że regiony o różnym przeciętnym zróżnicowaniu płac pomiędzy sobą posiadają również odmienne wartości optymalnej dyspersji. Różnice te były bardziej widoczne niż w przypadku modeli bez standaryzacji. Najniższe indywidualne szacunki optymalnego poziomu zróżnicowania płac otrzymano dla województwa podlaskiego (opt. wsp. Giniego ok. 28%), najwyższe zaś dla województwa dolnośląskiego (opt. wsp. Giniego ok. 33%). W szacunkach tych nie uwzględniono województwa mazowieckiego, które zapewne miałoby najwyższą wartość optymalną, ale ze względu na swoją specyfikę zostało wyłączone z analiz (podobnie jak wykluczono województwo podkarpackie).



# Zakończenie

Waga problemu nierówności społecznych podkreślana jest w licznych debatach zarówno na forum publicznym, jak i naukowym. Z jednej strony ukazuje się, że nierówności są komponentem rozwarstwienia społecznego i przyczyniają się do spadku zaufania czy dobrobytu, zaś z drugiej – odzwierciedlają premię za umiejętności i wykształcenie. Wśród przeciwników nierówności ekonomicznych panuje zgoda co do tego, iż całkowita ich eliminacja jest niemożliwa i niecelowa. W stosunku do modelu tzw. państwa opiekuńczego, nastawionego w swym działaniu na redukcję nierówności, często formułuje się zarzut nieefektywności wydatków publicznych. Warto jednak podać przykład Szwecji, która ma nie tylko rozbudowany system opieki nad obywatelami, lecz także jest krajem relatywnie bogatym (i o niskim zróżnicowaniu dochodów). W przypadku Japonii niskie zróżnicowanie dochodów wynika w dużej mierze z pewnej solidarności społecznej. Z kolei w państwach bardziej liberalnych (np. USA) obywatel jest zmuszony zadbać o siebie sam. Pozwala to wysnuć przypuszczenie, że brak „tarczy osłonowej państwa” może w takim przypadku zachęcać do zwiększonego wysiłku na ścieżce kariery zawodowej. Dlatego właśnie poszukiwano odpowiedzi na pytanie, jaki powinien być poziom dyspersji dochodów czy płac i ze względu na jakie kryteria.

Rozdział 1 poświęcono przedstawieniu pojęcia nierówności ekonomicznych i społecznych oraz sposobów ich pomiaru. Pojęcia „równość” i „nierówność” są wielowymiarowe, dlatego w publikacji nawiązano do rozważań M. Friedmana i R. Friedman [2009] oraz A. Sena [2000] w tej dziedzinie (aspekty równości, w tym równości szans, oraz wolności). Zasadna wydawała się zatem krótka dyskusja teoretyczna dotycząca sposobów pomiaru nierówności.

W monografii podjęto próbę oszacowania relacji pomiędzy nierównościami płac a poziomem łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) w oparciu o hipotezę, że związek ten ma charakter nieliniowy. Źródłem tej relacji można doszukiwać się w modelu wzrostu Harroda i stwierdzeniu, że przyczyną wszelkiego postępu jest człowiek. Wzrost dyspersji płac do pewnego poziomu działa motywująco na pracowników (w sensie łącznego bilansu indywidualnych oddziaływań). Z jednej strony przyczynia się to do wzrostu produktywności wszystkich

jednostek (w szczególności tych o wysokim poziomie kapitału ludzkiego), z drugiej zaś działa jako zachęta (sygnał o możliwości awansu społecznego) dla pracowników z dolnej części rozkładu płac. Jeśli jednak nierówności są zbyt duże, w coraz większej części społeczeństwa wzrasta poczucie niesprawiedliwości. Przestają oni wierzyć, że istniejące podziały da się uzasadnić na gruncie różnic w kapitale ludzkim, pracowitości, przedsiębiorczości czy odpowiedzialności na danym stanowisku pracy. Sugeruje to istnienie „pewnego” – ani zbyt dużego, ani zbyt małego – zróżnicowania płac.

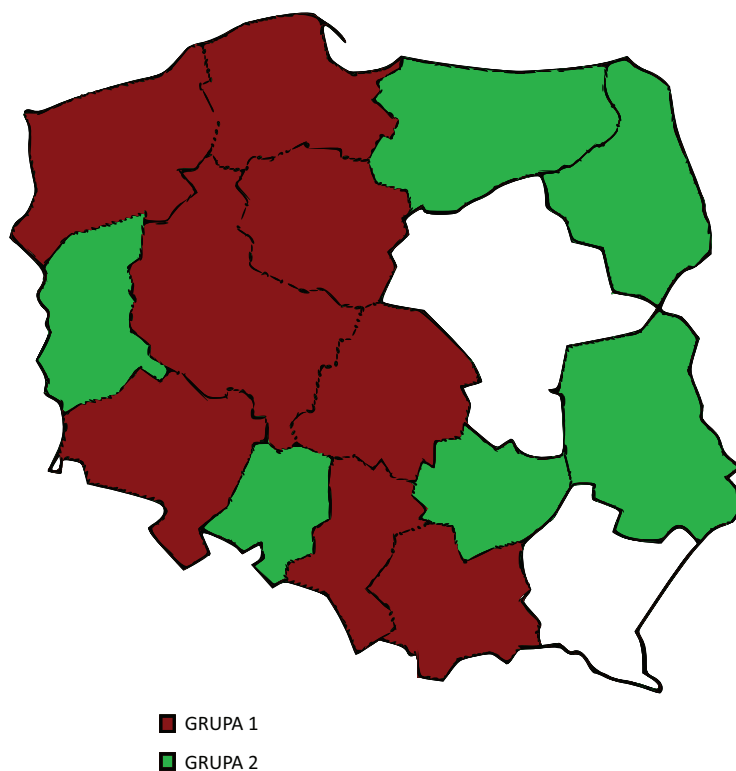
Na podstawie wyników analiz prowadzonych w rozdziale 4 potwierdzono główne hipotezy badawcze: **(H1) istnieje optymalne zróżnicowanie płac, maksymalizujące poziom łącznej produktywności czynników produkcji; (H2) optymalne zróżnicowania płac istotnie różnią się pomiędzy województwami.** W celu przeprowadzenia analiz (ze względu na krótkie szeregi czasowe) wyróżniono regiony w podziale na dwie grupy. Do pierwszej z nich zaliczono województwa o względnie wysokim zróżnicowaniu płac i poziomie produktywności, a do drugiej regiony o niskiej dyspersji płac oraz poziomie TFP (dla przypomnienia zaprezentowano je ponownie na rysunku ZAK.1). Za tym podziałem stoi pojawiająca się w literaturze hipoteza, że do osiągnięcia wyższego poziomu produktywności potrzebna jest również wyższa dyspersja płac (aspekt motywacyjny, premia za wiedzę i umiejętności) [zob. np. Isaksson, 2007; Zhuang, Kanbur, Rhee, 2014; Yang, Greaney, 2017].

Jeśli przyjąć założenie, że nierówności „nie biorą się z niczego”, ale w dużym stopniu na ich poziom oddziałują np. struktura wytwórcza czy zróżnicowanie kapitału ludzkiego (o czym już wspomniano), należy się spodziewać, że jeśli istnieje zróżnicowanie regionalne tych determinant nierówności, to nie można postulować takiego samego optymalnego poziomu dyspersji płac. Szczególnie ważne wydaje się to przy rozważaniu aspektu regionalnego, gdzie zróżnicowanie między pracownikami ma większe znaczenie niż w przypadku porównań międzynarodowych. Nie wydaje się bowiem prawdopodobne, że polski pracownik będzie pracował mniej wydajnie tylko dlatego, że nierówności w innym kraju wydają mu się bardziej sprawiedliwe.

Rozdział 1 kończy się analizą zróżnicowania płac pomiędzy województwami z zastosowaniem przedstawionych wcześniej koncepcji pomiaru nierówności i dobrobytu (w tym krzywych Lorenza oraz uogólnionej krzywej Lorenza). W publikacji wykorzystywano współczynnik Giniego jako miernik zróżnicowania płac. Analiza ta miała być przyczynkiem do podziału województw na grupy o zbliżonym optymalnym poziomie zróżnicowania płac, a także wykazać, czy zastosowanie innego miernika nierówności mogłoby znacząco zmienić obraz różnic pomiędzy województwami.

W rozdziale 2 rozróżniono pojęcia wzrostu oraz rozwoju gospodarczego. Przedstawiono podstawowe modele wzrostu gospodarczego, rozwoju regionalnego oraz pojęcie konwergencji. Przeanalizowano własności funkcji produkcji typu Cobb-Douglasa, która stanowi podstawę badań empirycznych prowadzonych

w dalszych częściach pracy. Istotną część rozdziału przeznaczono na prezentację rozważań teoretycznych oraz wyników badań empirycznych związanych z oddziaływaniem nierówności na wzrost i poziom rozwoju. W szczególności zaakcentowano możliwe kanały wpływu nierówności na poziom łącznej produktywności czynników produkcji na podstawie teorii płacy motywacyjnej (płaca uczciwa, efekt turniejowy) [zob. np. Liu, 2002] oraz funkcji, jakie powinno pełnić wynagrodzenie.



**Rysunek ZAK.1.** Grupy województw wyróżnione w pracy

**Źródło:** opracowanie własne.

W rozdziałach 3 i 4 przedstawiono własne badania empiryczne. Wykorzystując funkcję produkcji typu Cobb-Douglasa z postępowaniem technicznym neutralnym w sensie Harroda (przy założeniu zróżnicowanych stóp postępu technicznego w przekroju regionalnym), wyznaczono łączne produktywności czynników produkcji dla 16 województw Polski w latach 1999–2015. Elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy oszacowano na ok. 0,41, co mieści się w przedziale wyników otrzymywanych przez innych badaczy (elastyczność ta została wykorzystana do wyznaczenia poziomu TFP w regionach).

Zanim przystąpiono do próby objaśnienia poziomu TFP, przeprowadzono testy stacjonarności zmiennych. Wskazały one na potencjalny problem niestacjonarności, który mógłby skutkować otrzymaniem relacji pozornych. Dlatego też na kolejnym etapie przeprowadzono panelowe testy kointegracji (Pedroni oraz Kao), testując kilka postaci modeli dla wyróżnionych dwóch grup województw. Testy wskazywały na istnienie stabilnej relacji długookresowej pomiędzy poziomem łącznej produktywności czynników produkcji a nieliniowo wprowadzonym miernikiem zróżnicowania płac. W wyniku potencjalnych problemów z niestacjonarnością zmiennych oraz możliwy endogeniczny charakter modelowanej relacji, w estymacjach wykorzystywano głównie dynamiczną metodę najmniejszych kwadratów (DOLS). Wyniki estymacji wskazują, że optymalny poziom nierówności płac mierzony współczynnikiem Giniego (czyli taki, który będzie skutkował wyższym poziomem TFP niż przy każdym innym poziomie nierówności) w województwach warmińsko-mazurskim, podlaskim, świętokrzyskim, lubelskim, lubuskim i opolskim kształtuje się w okolicach 29% (optimum mierzone współczynnikiem Giniego). W pozostałej grupie województw szacunki optymalnych nierówności płac kształtują się na poziomie pomiędzy ok. 31% a 32% (w zależności od wariantu estymacji). W estymacjach oddzielnie potraktowano województwo mazowieckie, dla którego wyznaczono optymalne zróżnicowanie na poziomie ok. 39%. Ze względu na małą liczbę obserwacji należy jednak podchodzić do tej wartości z dużą ostrożnością. Dla województwa podkarpackiego nie udało się wyznaczyć optymalnego zróżnicowania. Ponieważ grupy regionów zostały wyróżnione na podstawie przeciętnego poziomu produktywności i dyspersji płac, pozwoliło to na potwierdzenie dwóch hipotez szczegółowych: **(HS1) regiony słabiej rozwinięte, o niższym poziomie TFP, posiadają niższe optymalne zróżnicowanie płac; (HS2) grupa województw cechująca się wyższym poziomem rozwoju charakteryzuje się wyższym poziomem optymalnych nierówności płac.** Oczywiście szacunkowych wartości optymalnych różnic w płacach nie należy utożsamiać z takim ich poziomem, który zapewnia maksymalną produktywność wszystkich pracowników. Przy każdym poziomie dyspersji płac będą istnieć osoby, w opinii których nierówności te są niesprawiedliwe czy nieuzasadnione (ze względu na różne kryteria). Wyniki te należy raczej interpretować jako nierówności „najbardziej” akceptowalne przez większość pracowników (w ujęciu agregatowym).

Analizując kształtowanie się szacunków optymalnego zróżnicowania płac na tle faktycznie obserwowanego zróżnicowania, można zauważyć, że dla większości województw poziom ten w latach 2002–2010 (w zależności od regionu) był wyższy niż oszacowany poziom optymalny. Następnie obserwowano systematyczny spadek<sup>1</sup> poziomu zróżnicowania płac i utrzymywanie się jego wartości poniżej optimum. Potwierdza to hipotezę szczegółową **(HS3), że w województwach**

1 Dane o zróżnicowaniu płac za lata 2016–2018 prezentowane przez GUS, dla Polski ogółem, pokazują dalszy spadek tego zróżnicowania (por. załącznik Z.5). Zróżnicowanie płac w Polsce na tle wybranych krajów zaprezentowano w załączniku Z.6.



Na koniec można zadać pytanie, w jaki sposób osiągnąć optymalne zróżnicowanie płac i ze względu na jakie kryteria. Jednym z potencjalnych rozwiązań w tym zakresie jest bardziej indywidualne podejście polityki państwa, uwzględniające specyfikę („kontekst”) poszczególnych regionów. Pozytywnym instrumentem mogłoby być ustalanie płacy minimalnej dla poszczególnych województw (czy ich grup), a nie w skali kraju, jak to ma miejsce obecnie. Swoje uzasadnienie miałyby także celowa i przemyślana polityka zachęt. Warto również podkreślić, że percepcji nierówności nie sprzyja również powszechna w Polsce niejawność wynagrodzeń<sup>3</sup>. Jest to nadal temat tabu, a umowy o pracę często zawierają klauzulę tajności odnośnie wysokości otrzymywanych zarobków. Niedostępność informacji ogranicza postrzeganie faktycznej dyspersji płac na rynku pracy [zob. np. Domański, 2013].

Osobną kwestią jest wysokie zróżnicowanie płac w województwie mazowieckim (na tle innych regionów). Wynika ono w głównej mierze z drenażu, jaki dokonuje miasto stołeczne na pozostałej części regionu oraz województwach ościennych. Dodatkowo w Warszawie zlokalizowane są centrale wielu dużych przedsiębiorstw, co generuje efekty zewnętrzne (a także zwiększa dyspersję wynagrodzeń). Przestrzenne zróżnicowanie wynagrodzeń dla prac nisko wykwalifikowanych jest relatywnie niewielkie, dlatego skupienie w mieście stołecznym pracowników z wysokimi kompetencjami (oraz wysokimi aspiracjami względem poziomu wynagrodzeń) potęguje poziom dyspersji płac. Z punktu widzenia produktywności mierzonej dla całego województwa stan ten wydaje się pozytywny. Należy jednak pamiętać, że w długim okresie może to skutkować trwałym niedorozwojem pozostałej części regionu. Na szczeblu władzy pojawiają się więc propozycje wydzielenia miasta stołecznego z województwa mazowieckiego. Pomysł ten został ponownie podjęty w 2020 roku. W takim przypadku region ten mógłby chociaż otrzymywać więcej pieniędzy z funduszy strukturalnych. Nie brakuje jednak głosów przeciwnych – zwraca się uwagę, że takie rozdzielenie wpłynie negatywnie na stabilność fiskalną regionu i wzmocni dysproporcje międzyregionalne.

Wydaje się, że ciekawym kierunkiem dalszych badań byłoby sprawdzenie stabilności optymalnych szacunków dyspersji płac w dłuższym okresie i tego, czy próba ich utrzymania w regionach będzie sprzyjać procesom – przynajmniej częściowej – konwergencji pomiędzy nimi.

3 Jako przykład kraju o najwyższej transparentności wynagrodzeń można wskazać Norwegię. Wysokie standardy w tym zakresie obowiązują również w Finlandii oraz Irlandii [zob. European Commission, 2017].

# Bibliografia

- Acemoglu D. (2009), *Introduction to Modern Economic Growth*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Acemoglu D., Dell M. (2010), *Productivity Differences between and within Countries*, „American Economic Journal: Macroeconomics”, vol. 2(1), s. 169–188.
- Acemoglu D., Pischke J.S. (2001), *Changes in the Wage Structure, Family Income, and Children's Education*, „European Economic Review”, vol. 45(4–6), s. 890–904.
- Adler P.S., Kwon S.-W. (2002), *Social Capital. Prospects for a New Concept*, „Academy of Management Review”, vol. 27(1), s. 17–40.
- Akerlof G.A. (1982), *Labor Contracts as Partial Gift Exchange*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 97(4), s. 543–569.
- Akerlof G.A. (1984), *Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory. Four Views*, „The American Economic Review”, vol. 74(2), s. 79–83.
- Akerlof G.A., Yellen J.L. (1990), *The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 105(2), s. 255–283.
- Aksman E. (2010), *Redystrybucja dochodów i jej wpływ na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1995–2007*, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Albig H., Clemens M., Fichtner F., Gebauer S., Junker S., Kholodilin K. (2017), *How Rising Income Inequality Influenced Economic Growth in Germany*, „DIW Economic Bulletin”, vol. 7(10), s. 113–122.
- Albrecht J.W., Vroman S.B. (1998), *Nash Equilibrium Efficiency Wage Distribution*, „International Economic Review”, vol. 39(1), s. 183–203.
- Alesina A., Baqir R., Easterly W. (1999), *Public Goods and Ethnic Divisions*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 114(4), s. 1243–1284.
- Alesina A., La Ferrara E. (2000), *Participation in Heterogeneous Communities*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 115(3), s. 847–904.
- Alesina A., La Ferrara E. (2002), *Who Trusts Others?*, „Journal of Public Economics”, vol. 85(2), s. 207–234.
- Alesina A., Rodrik D. (1994), *Distributive Politics and Economic Growth*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 109(2), s. 465–490.
- Alesina A., Tella R.D., MacCulloch R. (2004), *Inequality and Happiness. Are Europeans and Americans Different?*, „Journal of Public Economics”, vol. 88(9–10), s. 2009–2042.

- Ambroziak E. (2018), *Wpływ integracji walutowej w Europie na wzrost gospodarczy*, rozprawa doktorska napisana w Katedrze Ekonometrii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem prof. J.J. Sztaudyngera.
- Antonescu D. (2012), *Theoretical Approaches of Regional Development*, MPRA, no. 60524, s. 1–13.
- Aperte L.A. (2013), *The Impact of Wage Dispersion on Labor Productivity. Evidence from Finnish Workers*, „Research in Labor Economics”, vol. 38, s. 77–103.
- Arendt Ł., Grabowski W. (2019), *Technical Change and Wage Premium Shifts among Task-content Groups in Poland*, „Economic Research”, vol. 32(1), s. 3392–3410.
- Ashraf Q.H., Weil D.N., Wilde J. (2013), *The Effect of Fertility Reduction on Economic Growth*, „Population and Development Review”, vol. 39(1), s. 97–130.
- Atkinson A.B. (1970), *On the Measurement of Inequality*, „Journal of Economic Theory”, vol. 2(3), s. 244–263.
- Atkinson A.B. (2017), *Nierówności, co da się zrobić?*, Wydawnictwo Krytyki Politycznej, Warszawa.
- Atkinson A.B., Brandolini A. (2010), *On Analyzing the World Distribution of Income*, „The World Bank Economic Review”, vol. 24(1), s. 1–37.
- Autor D.H., Katz L.F., Kearney M.S. (2006), *The Polarization of the U.S. Labor Market*, „American Economic Review”, vol. 96(2), s. 189–194.
- Baltagi B.H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, Chichester.
- Banerjee A.V., Duflo E. (2003), *Inequality and Growth. What Can the Data Say?*, „Journal of Economic Growth”, vol. 8, s. 267–299.
- Banerjee A.V., Newman A.F. (1993), *Occupational Choice and the Process of Development*, „Journal of Political Economy”, vol. 101(2), s. 274–298.
- Bank Danych Lokalnych GUS, <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/start> (dostęp: 28.08.2018).
- Baranowski P. (2008), *Problem optymalnej stopy inflacji w modelowaniu wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź.
- Barro R.J. (1999), *Inequality, Growth and Investment*, „NBER Working Paper Series”, no. 7038, s. 1–52.
- Barro R.J. (2000), *Inequality and Growth in a Panel of Countries*, „Journal of Economic Growth”, vol. 5, s. 5–32.
- Barro R.J. (2008), *Inequality and Growth Revisited*, „Working Paper Series on Regional Economic Integration”, no. 11, s. 1–14.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1990), *Economic Growth and Convergence across the United States*, „NBER Working Paper Series”, no. 3419, s. 1–39.
- Batóg J. (2007), *Próba klasyfikacji czynników wzrostu gospodarczego*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 450, „Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki”, nr 17, s. 43–56.
- Batóg J. (2010), *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Becker G.S. (1968), *Crime and Punishment. An Economic Approach*, „Journal of Political Economy”, vol. 76(2), s. 169–217.

- Becker G.S. (1993), *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, The University of Chicago Press, Chicago–London.
- Belliveau M.A., O'Reilly C.A., Wade J.B. (1996), *Social Capital at the Top. Effects of Social Similarity and Status on CEO Compensation*, „The Academy of Management Journal”, vol. 39(6), s. 1568–1593.
- Bellù L.G., Liberati P. (2006), *Policy Impacts on Inequality. Inequality and Axioms for its Measurement*, Food and Agriculture Organization of the United Nations, FAO, <https://www.fao.org/3/am340e/am340e.pdf> (dostęp: 29.06.2022).
- Belzil C. (2008), *Testing the Specification of the Mincer Wage Equation*, „Annales d'Économie et de Statistique”, vol. 91/92, s. 427–451.
- Bengoa M., Sanchez-Robles B. (2005), *Does Equality Reduce Growth? Some Empirical Evidence*, „Applied Economics Letters”, vol. 12(8), s. 479–483.
- Beugelsdijk S., Klasing M.J., Milonis P. (2018), *Regional Economic Development in Europe. The Role of Total Factor Productivity*, „Regional Studies”, vol. 52(4), s. 461–476.
- Biernacki M. (2006), *Porządki generowane krzywą Lorenza*, „Mathematical Economics”, nr 3(10), s. 125–134.
- Biswas S., Chakraborty I., Hai R. (2017), *Income Inequality, Tax Policy, and Economic Growth*, „The Economic Journal”, vol. 127(601), s. 688–727.
- Blackorby C., Donaldson D. (1978), *Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare*, „Journal of Economic Theory”, vol. 18(1), s. 59–80.
- Blanchard O. (2017), *Makroekonomia*, Wydawnictwo Nieoczywiste, Warszawa.
- Bloom D.E., Williamson J.G. (1998), *Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia*, „The World Bank Review”, vol. 12(3), s. 419–455.
- Bloom M. (1999), *The Performance Effects of Pay Dispersion on Individuals and Organizations*, „The Academy of Management Journal”, vol. 42(1), s. 25–40.
- Blümle G., Sell F.L. (1998), *A Positive Theory of Optimal Personal Income Distribution and Growth*, „Atlantic Economic Journal”, vol. 26(4), s. 331–352.
- Böckerman P., Ilmakunnas P. (2012), *The Job Satisfaction-Productivity Nexus. A Study Using Matched Survey and Register Data*, „Industrial & Labor Relations Review”, vol. 65(2), s. 244–262.
- Borkowska S. (2012), *Skuteczne strategie wynagrodzeń – tworzenie i zastosowanie*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Bourdieu P., Wacquant L. (1992), *An Invitation to Reflexive Sociology*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Boyce C.J., Brown G.D.A., Moore S.C. (2010), *Money and Happiness: Rank of Income, Not Income, Affects Life Satisfaction*, „Psychological Science”, vol. 21(4), s. 471–475.
- Brida J.G., Sanchez Carrera E.J., Segarra V. (2020), *Clustering and Regime Dynamics for Economic Growth and Income Inequality*, „Structural Change and Economic Dynamics”, vol. 52, s. 99–108.
- Brzeziński M. (2017), *Czy Polska jest krajem dużych nierówności ekonomicznych?*, „IBS Policy Paper”, nr 1, s. 1–10.
- Brzeziński M., Kostro K. (2010), *Income and Consumption Inequality in Poland, 1998–2008*, „Bank i Kredyt”, nr 4(41), s. 45–72.

- Büchs M., Koch M. (2019), *Challenges for the Degrowth Transition. The Debate about Well-being*, „Futures”, vol. 105, s. 155–165.
- Burdziak A., Myślińska A. (2008), *Ekonometryczna weryfikacja efektu aglomeracji netto w gospodarce polskiej w latach 2000–2005*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2(32), s. 72–91.
- Cameron S.V., Taber C. (2004), *Estimation of Educational Borrowing Constraints Using Returns to Schooling*, „Journal of Political Economy”, vol. 112(1), s. 132–182.
- Capello R. (2019), *Regional Development Theories and Formalised Economic Approaches. An Evolving Relationship*, „Italian Economic Journal”, vol. 5(4), s. 1–16.
- Caporale G.M., Georgellis Y., Tsitsanis N., Yin Y.P. (2009), *Income and Happiness across Europe. Do Reference Values Matter*, „Journal of Economic Psychology”, vol. 30(1), s. 42–51.
- Castello A., Domenech R. (2002), *Human Capital Inequality and Economic Growth. Some New Evidence*, „The Economic Journal”, vol. 112(478), s. 187–200.
- Castelló-Climent A. (2010), *Inequality and Growth in Advanced Economies. An Empirical Investigation*, „The Journal of Economic Inequality”, vol. 8(3), s. 293–321.
- Chambers D., Krause A. (2010), *Is the Relationship between Inequality and Growth Affected by Physical and Human Capital Accumulation?*, „The Journal of Economic Inequality”, vol. 8(2), s. 153–172.
- Champernowne D.G. (1974), *A Comparison of Measures of Inequality of Income Distribution*, „The Economic Journal”, vol. 84(336), s. 787–816.
- Chądryński J., Nowakowska A., Przygodzki Z. (2007), *Region i jego rozwój w warunkach globalizacji*, CEDEWU, Warszawa.
- Chen B.-L. (2003), *An Inverted-U Relationship between Inequality and Long-run Growth*, „Economics Letters”, vol. 78(2), s. 205–212.
- Churski P. (2005), *Czynniki rozwoju regionalnego w świetle koncepcji teoretycznych*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Humanistyczno-Ekonomicznej we Włocławku”, nr 3, s. 13–30.
- Cichy K., Malaga K. (2007), *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, [w:] M. Herbst (red.), *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a rozwój regionalny*, Scholar, Warszawa, s. 18–53.
- Cingano F. (2014), *Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth*, „OECD Publishing OECD Social, Employment and Migration Working Papers”, no. 163.
- Ciołek D., Brodzicki T. (2016), *Determinanty produktywności polskich powiatów*, „Bank i Kredyt”, nr 47(5), s. 463–494.
- Clark A.E. (2003), *Inequality-Aversion and Income Mobility. A Direct Test*, Delta, Paris.
- Coleman J.S. (1988), *Social Capital in the Creation of Human Capital*, „American Journal of Sociology”, vol. 94, s. 95–120.
- Corak M. (2013), *Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 27(3), s. 79–102.
- Costa D.L., Kahn M.E. (2003), *Understanding the American Decline in Social Capital, 1952–1998*, „Kyklos”, vol. 56(1), s. 17–46.
- Cowell F. (2011), *Measuring Inequality*, Oxford University Press, Oxford.

- Czapiński J., Panek T. (red.) (2015), *Diagnoza społeczna 2015*, „Contemporary Economics”, vol. 9(4), s. 1–545.
- d'Hombres B., Weber A., Elia L. (2012), *Literature Review on Income Inequality and the Effects on Social Outcomes*, „JRC Scientific and Policy Reports”, Publication Office of the European Union, Luxembourg.
- Dagum C. (1985), *Analyses of Income Distributions and Inequality by Education and Sex in Canada*, „Advances in Econometric”, vol. 4, s. 167–227.
- Dagum C. (1997), *A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio*, „Empirical Economics”, vol. 22, s. 515–531.
- Dalton H. (1920), *The Measurement of the Inequality of Incomes*, „The Economic Journal”, vol. 30(119), s. 348–361.
- Dańska-Borsiak B. (2011), *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Davies J., Hoy M. (1995), *Making Inequality Comparisons When Lorenz Curves Intersect*, „The American Economic Review”, vol. 4(85), s. 980–986.
- Dawkins C.J. (2003), *Regional Development Theory. Conceptual Foundation, Classic works, and Recent Developments*, „Journal of Planning Literature”, vol. 18(2), s. 131–172.
- Deaton A. (2003), *Health, Inequality and Economic Development*, „Journal of Economic Literature”, vol. 41(1), s. 113–158.
- DeBrock L., Hendricks W., Koenker R. (2004), *Pay and Performance. The Impact of Salary Distributing on Firm-Level Outcomes in Baseball*, „Journal of Sports Economics”, vol. 5(3), s. 243–261.
- Deininger K., Squire L. (1996), *A New Data Set Measuring Income Inequality*, „The World Bank Economic Review”, vol. 10(3), s. 565–591.
- Deininger K., Squire L. (1998), *New Ways of Looking at Old Issues. Inequality and Growth*, „Journal of Development Economics”, vol. 57(2), s. 259–287.
- Domański H. (2013), *Sprawiedliwie nierówności zarobków w odczuciu społecznym*, Scholar, Warszawa.
- Domański R.S. (1993), *Kapitał ludzki i wzrost gospodarczy*, PWN, Warszawa.
- Easterlin R.A. (1974), *Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence*, [w:] P.A. David, M.W. Reder (red.), *Nations and Households in Economic Growth. Essays in Honour of Moses Abramovitz*, NY Academic Press, New York, s. 89–125.
- Easterlin R.A. (1995), *Will Raising the Income of All Increase the Happiness of All?*, „Journal of Economic Behaviour and Organization”, vol. 27(1), s. 35–47.
- Easterlin R.A., McVey L.A., Switek M., Sawangfa O., Zwiag J.S. (2010), *The Happiness-income Paradox Revisited*, „Proceedings of the National Academy of Sciences”, vol. 107(52), s. 22463–22468.
- Espoir D.K., Ngephah N. (2021), *The Effects of Inequality on Total Factor Productivity across Districts in South Africa. A Spatial Econometric Analysis*, „GeoJournal”, vol. 86, s. 2607–2638.
- European Commission (2017), *Pay Transparency in the EU*, Directorate-General for Justice and Consumers, <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/329c3e47-2bd8-11e7-9412-01aa75ed71a1> (dostęp: 29.06.2022).

- Fajnzylber P., Lederman D., Loayza N. (2002), *What Causes Violent Crime?*, „European Economic Review”, vol. 46(7), s. 1323–1357.
- Falkinger J. (1999), *Social Instability and Redistribution of Income*, „European Journal of Political Economy”, vol. 15(1), s. 35–51.
- Fehr D., Rau H., Trautmann S., Xu Y. (2018), *Inequality, Fairness and Social Capital*, „CentER Discussion Paper”, vol. 023, Tilburg: CentER, Center for Economic Research, s. 1–38.
- Fellman J. (2018), *Income Inequality Measures*, „Theoretical Economics Letters”, vol. 8(3), s. 557–574.
- Florczak W. (2011a), *Produktywność czynników wzrostu PKB*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 8–26.
- Florczak W. (2011b), *W kierunku endogenicznego i zrównoważonego rozwoju – perspektywa makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Foellmi R., Zweimüller J. (2006), *Income Distribution and Demand-Induced Innovations*, „The Review of Economic Studies”, vol. 73(4), s. 941–960.
- Forbes K.J. (2000), *A Reassessment of the Relationship Between. Inequality and Growth*, „The American Economic Review”, vol. 90(4), s. 869–887.
- Foster J.E., Ok E.A. (1999), *Lorenz Dominance and the Variance of Logarithms*, „Econometrica”, vol. 67(4), s. 901–907.
- 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”, vol. 35(3), s. 487–518.
- Freeman R.B., Gelber A.M. (2010), *Prize Structure and Information in Tournaments. Experimental Evidence*, „American Economic Journal: Applied Economics”, vol. 2(1), s. 149–164.
- Friedman M., Friedman R. (2009), *Wolny wybór*, Wydawnictwo Aspekt, Sosnowiec [pierwsze wydanie: M. Friedman, R. Friedman (1980), *Free to Choose*, Harcourt, San Diego].
- Friedmann J. (1966), *Regional Development Policy: A Case Study of Venezuela*, MIT Press, Cambridge.
- Fukuyama F. (1995), *Trust. The Social Virtues and the Creation of Prosperity*, Hamish Hamilton, London.
- Gajewski P. (2008), *Teoria konwergencji czy dywergencji rozwoju regionalnego*, [w:] E. Kwiatkowski (red.), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów – elementy teorii i próba diagnozy*, Uniwersytet Łódzki, Łódź, s. 65–90.
- Galor O. (2011), *Unified Growth Theory*, Princeton University Press, Princeton & Oxford.
- Galor O., Moav O. (2004), *From Physical to Human Capital Accumulation. Inequality and the Process of Development*, „Review of Economic Studies”, vol. 71(4), s. 1001–1026.
- Galor O., Tsiddon D. (1997), *Technological Progress, Mobility, and Economic Growth*, „The American Economic Review”, vol. 87(3), s. 363–382.
- Galor O., Zeira J. (1988), *Income Distribution and Investment in Human Capital. Macroeconomics Implications*, „Working Paper”, no. 197 (Department of Economics, Hebrew University), s. 1–26.

- Galor O., Zeira J. (1993), *Income Distribution and Macroeconomics*, „The Review of Economic Studies”, vol. 60(1), s. 35–52.
- Gatnar E., Walesiak M. (2004), *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Graca-Gelert P. (2016), *Household Income Inequality in Poland from 2005 to 2013. A Decomposition of the Gini Coefficient by Socio-economic Groups*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy”, nr 47, s. 427–441.
- Grafton R.Q., Knowles S., Owen P.D. (2002), *Social Divergence and Productivity. Making a Connection*, [w:] A. Sharpe, K. Banting (red.), *The Review of Economic Performance and Social Progress 2002. Towards a Social Understanding of Productivity*, Centre for the Study of Living Standards, The Institute for Research on Public Policy, s. 203–223.
- Grosfeld I., Senik C. (2008), *The Emerging Aversion to Inequality. Evidence from Poland 1992–2005*, „William Davidson Institute Working Paper”, no. 919, s. 1–36.
- Grosse G.T. (2002), *Przegląd koncepcji teoretycznych rozwoju regionalnego*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 1(08), s. 25–48.
- Growiec K. (2011), *Kapitał społeczny, geneza i społeczne konsekwencje*, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej „Academica”, Warszawa.
- Grund C., Westergaard-Nielsen N. (2008), *The Dispersion of Employees' Wage Increases and Firm Performance*, „ILR Review”, vol. 61(4), s. 485–501.
- GUS (2016), *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2014 roku*, GUS, Warszawa.
- Gustavsson M., Jordahl H. (2008), *Inequality and Trust in Sweden. Some Inequalities are More Harmful than Others*, „Journal of Public Economics”, vol. 92(1–2), s. 348–365.
- Hagerty M.R., Veenhoven R. (2003), *Wealth and Happiness Revisited. Growing Wealth of Nations Does Go with Greater Happiness*, „Social Indicators Research”, vol. 64, s. 1–27.
- Halter D., Oechslin M., Zweimüller J. (2014), *Inequality and Growth: The Neglected Time Dimension*, „Journal of Economic Growth”, vol. 19(1), s. 81–104.
- Hasanov F., Izraeli O. (2011), *Income Inequality, Economic Growth, and the Distribution of Income Gains. Evidence from U.S. States*, „Journal of Regional Science”, vol. 51(3), s. 518–539.
- He Q., Xu B. (2019), *Determinants of Economic Growth. A Varying-coefficient Path Identification Approach*, „Journal of Business Research”, vol. 101(C), s. 811–818.
- Herbst M. (2007), *Wprowadzenie. O czym jest ta książka*, [w:] Herbst M. (red.), *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a rozwój regionalny*, Scholar, Warszawa, s. 9–17.
- Herzer D., Vollmer S. (2012), *Inequality and Growth. Evidence from Panel Cointegration*, „The Journal of Economic Inequality”, vol. 10(4), s. 489–503.
- Herzer D., Vollmer S. (2013), *Rising Top Incomes Do Not Raise the Tide*, „Journal of Policy Modeling”, vol. 35(4), s. 504–519.
- Hirschman A.O., Rothschild M. (1973), *The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 87(4), s. 544–566.
- Hobbes T. (1956), *Elementy filozofii*, PWN, Warszawa.

- 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”, vol. 12(1), s. 1–12.
- Isaksson A. (2007), *Determinants of Total Factor Productivity. A Literature Review*, „Research and Statistics Branch Staff Working Paper”, no. 2, s. 1–98.
- Jabłoński Ł. (2008), *Teoria rozwoju gospodarczego a konwergencja ekonomiczna*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy w Kontekście Spójności Społeczno-Ekonomicznej”, nr 13, s. 151–166.
- Jacewicz B. (2016), *Income Inequalities. Axioms of Income Inequality Measures and People's Perceptions*, „Decyzje”, nr 25, s. 21–42.
- Jackson T. (2009), *Prosperity Without a Growth? The Transition to a Sustainable Economy*, Sustainable Development Commission, [https://www.sd-commission.org.uk/data/files/publications/prosperity\\_without\\_growth\\_report.pdf](https://www.sd-commission.org.uk/data/files/publications/prosperity_without_growth_report.pdf) (dostęp: 29.06.2022).
- Jann B. (2016), *Estimating Lorenz and Concentration Curves in Stata*, „University of Bern Social Sciences Working Papers”, no. 15, s. 1–27.
- Jenkins S.P. (2015), *World Income Inequality Databases. An Assessment of WIID and SWIID*, „The Journal of Economic Inequality”, vol. 13(4), s. 629–671.
- Jenkins S.P., *Help for ineqdeco*, <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/i/ineqdeco.html> (dostęp: 19.08.2017).
- Jędrzejczak A. (2009), *Comparing Income Distribution – Methods and Their Application to Wage Distribution in Poland*, „Folia Oeconomica”, nr 225, s. 271–282.
- Jędrzejczak A. (2011), *Metody analizy rozkładów dochodów i ich koncentracji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kaczorowski P., Krajewski P., Mackiewicz M., Piwowarski R. (2009), *Podstawy ekonomii matematycznej*, PWE, Warszawa.
- Kakwani N.C. (1980), *Income Inequality and Poverty*, Oxford University Press, Oxford.
- Kao C. (1999), *Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data*, „Journal of Econometrics”, vol. 90(1), s. 1–44.
- Kao C., Chiang M.H. (2000), *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*, [w:] B.H. Baltagi, *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics)*, JAI Press, Amsterdam, s. 179–222.
- Kawa P. (2007), *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, s. 135–148.
- Kębłowski P. (2007), *Modelowanie zintegrowanych szeregów przekrojowo-czasowych*, [w:] W. Welfe (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa, s. 173–202.
- Kębłowski P. (2009), *Modelling Integrated Panel Data. An Overview*, [w:] W. Welfe (red.), *Knowledge Based Economics*, Peter Lang, Frankfurt, s. 175–202.
- Kielczewski D. (2006), *Jakość życia jako kategoria rozwoju zrównoważonego*, [w:] A.F. Bocian (red.), *Rozwój regionalny a rozwój społeczny*, Uniwersytet w Białymstoku, Białystok, s. 38–46.
- Knack S., Keefer P. (1997), *Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 112(4), s. 1251–1288.

- Knowles S. (2005), *Inequality and Economic Growth. The Empirical Relationship Re-Considered in the Light of Comparable Data*, „The Journal of Development Studies”, vol. 41(1), s. 135–159.
- Kolev G., Niehues J. (2016), *The Inequality-Growth Relationship – An Empirical Reassessment*, „IW-Report”, no. 7, s. 1–21.
- Kolm S.C. (1976), *Unequal Inequalities. I*, „Journal of Economic Theory”, vol. 12(3), s. 416–442.
- Kordos J. (1973), *Metody analizy i prognozowania rozkładów płac i dochodów ludności*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Korenik S. (2011), *Ewolucja teorii lokalizacji i teorii rozwoju regionalnego*, [w:] S. Korenik, A. Zakrzewska-Półtorak, *Teorie rozwoju regionalnego – ujęcie dynamiczne*, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wrocław, s. 13–53.
- Kot S.M. (1995), *Modelowanie poziomu dobrobytu. Teoria i zastosowanie*, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wrocław.
- Kot S.M. (2000), *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kot S.M. (2012), *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Impuls, Kraków.
- Kot S.M. (red.) (1999), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kot S.M., Maławski A., Węgrzecki A. (red.) (2004), *Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybutywna*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Krugman P. (1991), *Increasing Returns and Economic Geography*, „Journal of Political Economy”, vol. 99(3), s. 483–499.
- Krumme G. (1968), *Werner Sombart and the Economic Base Concept*, „Land Economics”, vol. 44(1), s. 112–116.
- Kulikauskas D. (2013), *Economic Inequality. A Survey of Recent Literature*, „Economika”, vol. 92(1), s. 7–25.
- Kumor P. (2008), *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7–8, s. 43–61.
- Kumor P. (2011), *Wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy*, [w:] E. Kwiatkowski, L. Kucharski (red.), *Wzrost gospodarczy – rynek pracy – polityka państwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 29–48.
- Kumor P., Pawlak W., Sztandyringer J.J. (2009), *Growth and Inequality. Differences in Optimal Income Inequality between Sweden, the United States and Poland*, [w:] Z.B. Liberda, A. Grochowska (red.), *Civilizational Competences and Regional Development in Poland*, Uniwersytet Warszawski, Warszawa, s. 204–219.
- Kumor P., Sztandyringer J.J. (2007), *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1, s. 45–59.
- Kusiś E. (2013), *Konwergencja gospodarcza w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kuszeński T. (2008), *Nierówności ekonomiczne we współczesnym świecie. Pomiar i ocena zjawiska*, [w:] W. Pachol, M. Garbicz (red.), *Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa, s. 155–180.

- Kuznets S. (1955), *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review”, vol. 45(1), s. 1–28.
- Kwarciański T. (2007), *Sprawiedliwość czy efektywność*, „Folia Oeconomica”, nr 213, s. 109–124.
- Kwiatkowski E. (2000), *Wzrost gospodarczy*, [w:] R. Milewski, E. Kwiatkowski (red.), *Podstawy ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 280–309.
- Kwiatkowski E. (2007), *Bezrobocie, podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Lallemand T., Plasman R., Rycx F. (2007), *Wage Structure and Firm Productivity in Belgium*, „NBER Working Paper”, no. 12978, s. 1–38.
- Lambert P.J., Aronson J.R. (1993), *Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited*, „The Economic Journal”, vol. 103(420), s. 1221–1227.
- Lancee B., Van de Werfhorst H.G. (2012), *Income Inequality and Participation. A Comparison of 24 European Countries*, „Social Science Research”, vol. 41(5), s. 1166–1178.
- Leigh A. (2006), *Does Equality Lead to Fraternity?*, „Economics Letters”, vol. 93(1), s. 121–125.
- Leigh A., Jencks C., Smeeding T.M. (2012), *Health and Economic Inequality*, [w:] W. Salverda, B. Nolan, T. Smeeding (red.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford, s. 1–33.
- Lemieux T. (2006), *The „Mincer Equation” Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings. Jacob Mincer a Pioneer of Modern Labor Economics*, Springer, Boston.
- Li H., Zhang J. (2007), *Do High Birth Rates Hamper Economic Growth*, „The Review of Economics and Statistics”, vol. 89(1), s. 110–117.
- Liu J. (2002), *Does Wage Inequality Affect Labor Productivity? Some Evidence from Manufacturing Industries of Taiwan and South Korea*, „Asian Pacific Management Review”, vol. 7(4), s. 449–476.
- Loken K.V. (2010), *Family Income and Children’s Education. Using the Norwegian Oil Boom as a Natural Experiment*, „Labour Economics”, vol. 17(1), s. 118–129.
- Lucas R.E. (1988), *On the Mechanics of Economic Development*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 22, s. 3–42.
- Madsen J.B., Islam M.R., Doucouliagos H. (2018), *Inequality, Financial Development and Economic Growth in the OECD, 1870–2011*, „European Economic Review”, vol. 101(C), s. 605–624.
- Mahy B., Rycx F., Volral M. (2011a), *Does Wage Dispersion Make All Firms Productive?*, „IZA Discussion Paper Series”, no. 5791 [opublikowano także w: „Scottish Journal of Political Economy”, vol. 58(4), s. 455–489].
- Mahy B., Rycx F., Volral M. (2011b), *Wage Dispersion and Firm Productivity in Different Working Environments*, „British Journal of Industrial Relations”, vol. 49(3), s. 460–485.
- Malaczewski M. (2010), *Stabilność rynków kapitału ludzkiego i społecznego*, [w:] W. Milo, M. Malaczewski, G. Szafrński, M. Ulrichs, Z. Wośko, *Stabilność rynków kapitałów a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 93–150.
- Malinowski G.M. (2016), *Nierówności i wzrost gospodarczy. Sojusznicy czy wrogowie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- Martínez-Galarraga J., Roses J.R., Tirado D.A. (2015), *The Long-Term Patterns of Regional Income Inequality in Spain, 1860–2000*, „Regional Studies”, vol. 49(4), s. 502–517.
- Martínez-Navarro D., Amate-Fortes I., Guarnido-Rueda A. (2020), *Inequality and Development. Is the Kuznets Curve in Effect Today?*, „Economia Politica”, vol. 37, s. 703–735.
- Martins P. (2008), *Dispersion in Wage Premiums and Firm Performance*, „Economic Letters”, vol. 101(1), s. 63–65.
- Michałek J., Siwiński W., Socha M. (2007), *Realna i nominalna konwergencja – podstawy teoretyczne i implikacje praktyczne*, [w:] J. Michałek, W. Siwiński, M. Socha (red.), *Polska w Unii Europejskiej, dynamika konwergencji ekonomicznej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 13–41.
- Mikuła E. (2005), *Wzrost gospodarczy a nierówności dochodowe – wzajemne sprzężenia. Ujęcie teoretyczne*, [w:] D. Kopycińska (red.), *Teoretyczne aspekty gospodarowania*, Wydawnictwo Naukowe Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 9–17.
- Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Misiak T., Sulima A., Tokarski T. (2010), *Czy w polskich powiatach występuje efekt konwergencji realnej*, [w:] E. Kwiatkowski, W. Kwiatkowska (red.), *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 197–220.
- Moroń D. (2009), *Kapitał społeczny – próba definicji*, [w:] D. Moroń (red.), *Kapitał ludzki i społeczny. Wybrane problemy teorii i praktyki*, Uniwersytet Wrocławski, Wrocław, s. 25–38.
- Mowczan D. (2015a), *Optymalny poziom zróżnicowania płac w polskich województwach a wzrost gospodarczy*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. 97, s. 348–361.
- Mowczan D. (2015b), *Zróżnicowanie płacy w Polsce w ujęciu regionalnym i jej wpływ na proces wzrostu gospodarczego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 54–66.
- Murphy K.M., Shleifer A., Vishny R. (1989), *Income Distribution, Market Size and Industrialization*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 104(3), s. 537–564.
- Murzyn D. (2010), *Polityka spójności Unii Europejskiej a proces zmniejszania dysproporcji w rozwoju gospodarczym Polski*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Myrdal G. (1957), *Economic Theory and Under-Developed Regions*, G. Duckworth, London.
- North D.C. (1955), *Location Theory and Regional Economic Growth*, „Journal of Political Economy”, vol. 63(3), s. 243–258.
- 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.
- Nowak W. (2006), *Koncepcje konwergencji w teorii wzrostu gospodarczego*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy. Problemy Globalizacji i Regionalizacji”, nr 8, s. 253–266.
- O'Donnell O., O'Neill S., Van Ourti T., Walsh B. (2016), *Conindex. Estimation of Concentration Indices*, „The Stata Journal”, vol. 16(1), s. 112–138.
- O'Neil C. (2017), *Broń matematycznej zagłady*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Oishi S., Kesebir S., Diener E. (2011), *Income Inequality and Happiness*, „Psychological Science”, vol. 22(9), s. 1095–1100.

- Osberg L. (2001), *Inequality*, [w:] *International Encyclopedia of the Social & Behavioural Sciences*, s. 7371–7377.
- Ostry M.J.D., Berg M.A., Tsangarides M.C.G. (2014), *Redistribution, Inequality, and Growth*, IMF Staff Discussion Note, SDN 14(02), s. 1–30.
- Oswald A.J., Proto E., Sgroi D. (2015), *Happiness and Productivity*, „Journal of Labor Economics”, vol. 33(4), s. 789–822.
- Paldam M. (2000), *Social Capital. One or Many? Definition and Measurement*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 14(5), s. 629–653.
- Panek T., Zwierzchowski J. (2013), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Pawlak W., Sztandyringer J.J. (2008), *Wzrost gospodarczy a optymalne różnicowanie dochodów w USA i Szwecji*, „Annales. Etyka w Życiu Gospodarczym”, nr 11/1, s. 259–271.
- Pedroni P. (2004), *Panel Cointegration. Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis*, „Econometric Theory”, vol. 20(3), s. 597–625.
- Perotti R. (1996), *Growth, Income Distribution and Democracy. What the Data Say*, „Journal of Economic Growth”, vol. 1(2), s. 149–187.
- Perroux F. (1955), *Note sur la notion de „Pole de Croissance”*, „Economie Applique”, vol. 8, s. 307–320.
- Persson T., Tabellini G. (1994), *Is Inequality Harmful for Growth?*, „The American Economic Review”, vol. 84(3), s. 600–621.
- Piasecki R. (red.) (2007), *Ekonomia rozwoju*, PWE, Warszawa.
- Piech K. (2009), *Wiedza i innowacje w rozwoju gospodarczym: w kierunku pomiaru i współczesnej roli państwa*, Instytut Wiedzy i Innowacji, Warszawa.
- Pietrucha J., Żelazny R., Kozłowska M., Sojka O. (2018), *Import and FDI as Channels of International TFP Spillovers. Equilibrium*, „Quarterly Journal of Economics and Economic Policy”, vol. 13(1), s. 55–72.
- Pigou A. (1912), *Wealth and Welfare*, Macmillan, London.
- Piketty T. (2015), *Kapitał w XXI wieku*, Wydawnictwo Krytyka Polityczna, Warszawa.
- Policardo L., Punzo L.F., Carrera E.J.S. (2019), *On the Wage–productivity Causal Relationship*, „Empirical Economics”, vol. 57(1), s. 329–343.
- Putnam R.D. (2000), *Bowling Alone. The Collapse and Revival of American Community*, Simon & Schuster, New York.
- Pyatt G. (1976), *On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients*, „The Economic Journal”, vol. 86(342), s. 243–255.
- Rauh C. (2017), *Voting, Education, and the Great Gatsby Curve*, „Journal of Public Economics”, vol. 146(C), s. 1–44.
- Rawls J. (2009), *Teoria sprawiedliwości*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Rocznik Statystyczny Województw (wydania z różnych lat), Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Rodrik D. (2013), *Structural Change, Industrialization, and Convergence*, [w:] E. Paus (red.), *Getting Development Right. Structural Transformation, Inclusion, and Sustainability in the Post-Crisis Era*, Palgrave Macmillan, New York, s. 27–40.

- Rogut A. (2008), *Determinanty popytu na pracę w Polsce w okresie transformacji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Rokicka E. (2012), *Kapitał ludzki – sens teoretyczny* [w:] P. Starosta (red.), *Zróżnicowanie zasobów kapitału ludzkiego i społecznego w regionie łódzkim*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 35–56.
- Romer D. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Roszkowska S. (2010), *Regionalne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce*, [w:] E. Kwiatkowski, W. Kwiatkowska (red.), *Wzrost gospodarczy i polityka makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 157–172.
- Roszkowska S. (2013), *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Rousseau J.J. (1956), *Rozprawa o pochodzeniu i podstawach nierówności między ludźmi*, [w:] *Trzy rozprawy z filozofii społecznej*, PWN, Warszawa.
- Rubin A., Segal D. (2015), *The Effects of Economic Growth on Income Inequality in the US*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 45(C), s. 258–273.
- Sacks D., Stevenson B., Wolfers J. (2012), *The New Stylized Facts about Income and Subjective Well-being*, „IZA Discussion Paper Series”, no. 7105, s. 1–14.
- Salop S. (1979), *A Model of Natural Rate of Unemployment*, „American Economic Review”, vol. 69(1), s. 117–125.
- Saunders P. (2010), *Beware False Prophets. Equality, the Good Society and The Spirit Level*, Policy Exchange, London.
- Savoia F. (2019), *Income Inequality Convergence Across EU Regions*, „LIS Working Paper Series”, no. 760, s. 1–40.
- Schultz T.W. (1961), *Investment in Human Capital*, „The American Economic Review”, vol. 51(1), s. 1–17.
- Sen A. (1973), *On Ignorance and Equal Distribution*, „The American Economic Review”, vol. 63(5), s. 1022–1024.
- Sen A. (1980), *Equality of What?*, [w:] S.M. McMurrin (red.), *Tanner Lectures on Human Values*, Cambridge University Press, Cambridge, s. 197–220.
- Sen A. (2000), *Nierówności. Dalsze rozważania*, Społeczny Instytut Wydawniczy Znak, Kraków.
- Sequeira T.N., Santos M., Ferreira-Lopes A. (2017), *Income Inequality, TFP, and Human Capital*, „Economic Record”, vol. 93(300), s. 89–111.
- Shapiro C., Stiglitz J. (1984), *Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device*, „American Economic Review”, vol. 74(3), s. 433–444.
- Shin I. (2012), *Income Inequality and Economic Growth*, „Economic Modelling”, vol. 29(5), s. 2049–2057.
- Shorrocks A.F. (1983), *Ranking Income Distribution*, „Economica”, vol. 50(197), s. 3–17.
- Smith A. (1776), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, printed for W. Strahan and T. Cadell, London.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P. (1998), *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- Solow R.M. (1979), *Another Possible Source of Wage Stickiness*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 1(1), s. 79–82.
- Solt F. (2020), *Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time. The Standardized World Income Inequality Database*, „Social Science Quarterly”, vol. 101(3), s. 1183–1199.
- Sosenko K., Węgrzecki A. (2003), *Nierówności jako zagrożenie bytu i rozwoju człowieka (aspekty filozoficzne)*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy Zarys Problematyki”, nr 1, s. 21–32.
- Stankiewicz W. (2007), *Historia myśli ekonomicznej*, PWE, Warszawa.
- Stiglitz J.E. (2015), *Cena nierówności. W jaki sposób dzisiejsze podziały społeczne zagrażają naszej przyszłości*, Wydawnictwo Krytyki Politycznej, Warszawa.
- Strawiński P. (2015), *Krzyżowe porównanie danych o wynagrodzeniach z polskich badań przekrojowych*, „Bank i Kredyt”, nr 5, s. 433–462.
- Strzała K. (2012), *Dylemat Feldsteina i Horioki. Weryfikacja empiryczna dla krajów Unii Europejskiej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Subramanian S. (2014), *Assessing Inequality in the Presence of Growth. An Expository Essay*, „The Review of Black Political Economy”, vol. 42(3), s. 1–21.
- Szopa B. (2005), *Nierówności dochodowe – język opisu*, „Polityka Społeczna”, nr 2, s. 1–4.
- Sztaudynger J.J. (2003), *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Sztaudynger J.J. (2005), *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Sztaudynger J.J. (2009), *Rodzinny kapitał społeczny a wzrost gospodarczy w Polsce*, „Ekonomista”, nr 2, s. 189–210.
- Sztaudynger J.J. (2015), *Family and Economic Growth in Poland*, „Folia Oeconomica Stettinensia”, vol. 14(2), s. 53–75.
- Sztaudynger J.J., Sztaudynger M. (2005), *Ekonometryczne modele przestępczości*, [w:] J.J. Sztaudynger, *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 83–97.
- Sztaudynger J.M., Sztaudynger J.J. (2019), *Wzrost gospodarczy a inwestycje – znaczenie wąskich gardeł*, „Ekonomista”, nr 6, s. 680–700.
- Sztompka P. (2007), *Socjologia. Analiza społeczeństwa*, Społeczny Instytut Wydawniczy Znak, Kraków.
- Świczewska I. (2007), *Łączna produktywność czynników produkcji. Ucieleśniony kapitał wiedzy*, [w:] W. Welfe (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa, s. 58–111.
- Świerkocki J. (2004), *Zarys międzynarodowych stosunków gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Takeuchi H. (1985), *Motivation and Productivity*, [w:] L.C. Thurow (red.), *The Management Challenge: Japanese Views*, MIT Press, Cambridge, s. 18–30.
- Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Tokarski T. (2008), *Podażowe determinanty produkcji i zatrudnienia*, [w:] E. Kwiatkowski (red.), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów – elementy teorii i próba diagnozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 39–64.

- Tokarski T. (2010), *Przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 2–3, s. 23–38.
- Tokarski T. (2011), *Ekonomia matematyczna. Modele makroekonomiczne*, PWE, Warszawa.
- Tokarski T., Trojak M. (red.) (2013), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Topel R.H. (1997), *Factor Proportions and Relative Wages. The Supply-Side Determinants of Wage Inequality*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 11(2), s. 55–74.
- Uslaner E.M., Brown M. (2005), *Inequality, Trust, and Civic Engagement*, „American Politics Research”, vol. 33(6), s. 868–894.
- Van de Stadt H., Kapteyn A., van de Geer S. (1985), *The Relativity of Utility. Evidence from Panel Data*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 67(2), s. 179–187.
- Verme P. (2011), *Life Satisfaction and Income Inequality*, „The Review of Income and Wealth”, vol. 57(1), s. 111–137.
- Voitchovsky S. (2005), *Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?*, „Journal of Economic Growth”, vol. 10(3), s. 273–296.
- Welfe A. (red.) (2013), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE, Warszawa.
- Welfe W. (red.) (2001), *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wilkinson R., Pickett K. (2011), *Duch równości*, Wydawnictwo Czarna Owca, Warszawa.
- The World Bank (2005), *Introduction to poverty analysis*, World Bank Institute, <http://siteresources.worldbank.org/PGLP/Resources/PovertyManual.pdf> (dostęp: 15.06.2019).
- Wójcik C. (2008), *Integracja ze strefą euro. Teoretyczne i praktyczne aspekty konwergencji*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Wójcik P. (2004), *Konwergencja regionów Polski w latach 1990–2001*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11–12, s. 69–86.
- Wójcik P. (2008), *Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2(32), s. 41–60.
- Wójcik P. (2018), *Metody pomiaru realnej konwergencji gospodarczej w ujęciu regionalnym i lokalnym. Konwergencja równoległa*, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Wright T.A., Cropanzano R. (2007), *The Happy/productive Worker Thesis Revisited*, „Research in Personnel and Human Resources Management”, vol. 26, s. 269–307.
- Wunder C., Schwarze J. (2006), *Income Inequality and Job Satisfaction of Full-Time Employees in Germany*, „IZA Discussion Paper Series”, no. 2084, s. 1–24 [opublikowano także w: „Journal of Income Distribution” 2009, vol. 18(2), s. 70–91].
- Yang Y., Greaney T.M. (2017), *Economic Growth and Income Inequality in the Asia-Pacific Region. A Comparative Study of China, Japan, South Korea, and the United States*, „Journal of Asian Economics”, vol. 48(C), s. 6–22.
- Yao S. (1997), *Decomposition of Gini Coefficients by Income Factors. A New Approach and Application*, „Applied Economics Letters”, vol. 4(1), s. 27–31.

- Yitzhaki S. (1979), *Relative Deprivation and the Gini Coefficient*, „The Quarterly Journal of Economics”, vol. 93(2), s. 321–324.
- Yitzhaki S. (1994), *Economic Distance and Overlapping of Distributions*, „Journal of Econometrics”, vol. 61(1), s. 147–159.
- Yitzhaki S. (1998), *More Than a Dozen Alternative Ways of Spelling Gini*, „Research on Economic Inequality”, vol. 8, s. 13–30.
- Yitzhaki S., Lerman R.I. (1985), *Income Inequality Effects by Income Source. A New Approach and Applications to the United States*, „The Review of Economics and Statistics”, vol. 67(1), s. 151–156.
- Yu Z., Wang F. (2017), *Income Inequality and Happiness. An Inverted U-Shaped Curve*, „Frontiers in Psychology”, vol. 8, s. 1–6.
- Z-12. *Sprawozdanie o strukturze wynagrodzeń według zawodów*, <http://form.stat.gov.pl/formularze/2017/passive/Z-12.pdf> (dostęp: 7.08.2017).
- Zak P.J., Knack S. (2001), *Trust and Growth*, „The Economic Journal”, vol. 111(470), s. 295–321.
- Zheng B. (2007), *Unit-Consistent Decomposable Inequality Measures*, „Economica”, vol. 74(293), s. 97–111.
- Zhuang J., Kanbur R., Rhee C. (2014), *What Drives Asia's Rising Inequality?*, [w:] J. Zhuang, R. Kanbur, C. Rhee (red.), *Inequality in Asia and the Pacific-Trends, Drivers, and Policy Implication*, Asian Development Bank and Routledge, London–New York, s. 37–57.
- Zwiech P. (2016), *Nierówności ekonomiczne w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.

# Załączniki

## Załącznik 1. Opóźniony wpływ współczynnika zróżnicowania płac na łączną produktywność czynników produkcji

Tabela Z.1. Wyniki estymacji modeli z opóźnionym współczynnikiem Giniego

| Zmienna zależna:<br>ln TFP  | Warianty estymacji    |                       |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                             | Grupa 1               | Grupa 2               |
| Zmienna                     | DOLS                  | DOLS                  |
| ln GINI (t-1)               | 34,74 ( $p = 0,16$ )  | 35,03 ( $p = 0,10$ )  |
| ln GINI_SQ (t-1)            | -4,97 ( $p = 0,17$ )  | -5,15 ( $p = 0,10$ )  |
| ln LLK                      | 5,63 ( $p < 0,001$ )  | 4,45 ( $p < 0,001$ )  |
| ln FERT                     | -0,15 ( $p = 0,54$ )  | 0,18 ( $p = 0,35$ )   |
| R <sup>2</sup>              | 0,934                 | 0,927                 |
| Jarque-Bera                 | 3,95 ( $p = 0,14$ )   | 15,95 ( $p < 0,001$ ) |
| LLC                         | -7,72 ( $p < 0,001$ ) | -7,81 ( $p < 0,001$ ) |
| ADF                         | 76,31 ( $p < 0,001$ ) | 69,07 ( $p < 0,001$ ) |
| Zakres próby                | 2001–2015             | 2001–2015             |
| Liczba jednostek            | 8                     | 6                     |
| Efektywna liczba obserwacji | 120                   | 90                    |
| Regresory deterministyczne  | stała                 | stała                 |
| Optymalne GINI              | 32,96                 | 29,94                 |

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

## Załącznik 2. Wpływ zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP

**Tabela Z.2.** Wyniki estymacji modeli wpływu zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP

| Zmienna zależna:<br>stopa wzrostu TFP | Warianty estymacji                                                            |                                        |                                                                          |                                      |
|---------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------|
|                                       | Grupa 1                                                                       |                                        | Grupa 2                                                                  |                                      |
| Zmienna                               | Ważona MNK ( <i>fixed effect</i> )                                            |                                        | Ważona MNK ( <i>fixed effect</i> )                                       |                                      |
| <b>stała</b>                          | <b>-3,32</b><br>( <i>p</i> < 0,001)                                           | <b>-3,43</b><br>( <i>p</i> < 0,001)    | <b>1,34</b><br>( <i>p</i> = 0,24)                                        | <b>1,49</b><br>( <i>p</i> = 0,24)    |
| <b>GINI</b>                           | <b>0,214</b><br>( <i>p</i> < 0,001)                                           | <b>0,219</b><br>( <i>p</i> < 0,001)    | <b>-0,102</b><br>( <i>p</i> = 0,21)                                      | <b>-0,115</b><br>( <i>p</i> = 0,20)  |
| <b>GINI_SQ</b>                        | <b>-0,00342</b><br>( <i>p</i> < 0,001)                                        | <b>-0,00345</b><br>( <i>p</i> < 0,001) | <b>0,00195</b><br>( <i>p</i> = 0,17)                                     | <b>0,00221</b><br>( <i>p</i> = 0,16) |
| <b>Δ(ln OWAZ)</b>                     | <b>0,0914</b><br>( <i>p</i> = 0,02)                                           | –                                      | <b>0,161</b><br>( <i>p</i> = 0,002)                                      | –                                    |
| <b>Δ(ln LLK)</b>                      | –                                                                             | <b>0,168</b><br>( <i>p</i> = 0,73)     | –                                                                        | <b>1,254</b><br>( <i>p</i> = 0,032)  |
| <b>Δ(ln FERT)</b>                     | –                                                                             | <b>-0,145</b><br>( <i>p</i> = 0,26)    | –                                                                        | <b>-0,0928</b><br>( <i>p</i> = 0,44) |
| R <sup>2</sup>                        | 0,669                                                                         | 0,667                                  | 0,696                                                                    | 0,665                                |
| Jarque-Bera                           | 3,11<br>( <i>p</i> = 0,21)                                                    | 2,56<br>( <i>p</i> = 0,28)             | 2,59<br>( <i>p</i> = 0,27)                                               | 2,47<br>( <i>p</i> = 0,29)           |
| LLC                                   | -8,61<br>( <i>p</i> < 0,001)                                                  | -8,57<br>( <i>p</i> < 0,001)           | -6,80<br>( <i>p</i> < 0,001)                                             | -6,61<br>( <i>p</i> < 0,001)         |
| ADF                                   | 89,60<br>( <i>p</i> < 0,001)                                                  | 87,28<br>( <i>p</i> < 0,001)           | 59,71<br>( <i>p</i> < 0,001)                                             | 59,13<br>( <i>p</i> < 0,001)         |
| Zakres próby                          | 1999–2015                                                                     |                                        | 1999–2015                                                                |                                      |
| Liczba jednostek                      | 8                                                                             |                                        | 6                                                                        |                                      |
| Efektywna liczba obserwacji           | 128                                                                           |                                        | 96                                                                       |                                      |
| Zmienne zero-jedynkowe                | kujawsko-pom_2009<br>zachodnio-pom_2009<br>śląskie_2000<br>wielkopolskie_2010 |                                        | świętokrzyskie_2005<br>lubuskie_2000<br>podlaskie_2000<br>podlaskie_2008 |                                      |
| Optymalne GINI                        | 31,33                                                                         | 31,71                                  | –                                                                        |                                      |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

### Załącznik 3. Wpływ standaryzowanego zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP

**Tabela Z.3.** Wyniki estymacji modeli wpływu standaryzowanego zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP

| Zmienna zależna:<br>stopa wzrostu TFP | Warianty estymacji                                                            |                                      |                                                                          |                                       |
|---------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------|
|                                       | Grupa 1                                                                       |                                      | Grupa 2                                                                  |                                       |
| Zmienna                               | Ważona MNK ( <i>fixed effect</i> )                                            |                                      | Ważona MNK ( <i>fixed effect</i> )                                       |                                       |
| <b>stała</b>                          | <b>0,0295</b><br>( <i>p</i> < 0,001)                                          | <b>0,0317</b><br>( <i>p</i> < 0,001) | <b>0,0137</b><br>( <i>p</i> = 0,03)                                      | <b>0,0146</b><br>( <i>p</i> = 0,03)   |
| <b>UGINI</b>                          | <b>0,0057</b><br>( <i>p</i> = 0,16)                                           | <b>0,0086</b><br>( <i>p</i> = 0,044) | <b>0,0118</b><br>( <i>p</i> = 0,008)                                     | <b>0,0151</b><br>( <i>p</i> = 0,003)  |
| <b>UGINI_SQ</b>                       | <b>0,00047</b><br>( <i>p</i> = 0,9)                                           | <b>0,0014</b><br>( <i>p</i> = 0,7)   | <b>0,00451</b><br>( <i>p</i> = 0,15)                                     | <b>0,00587</b><br>( <i>p</i> = 0,077) |
| <b>Δ(ln OWAZ)</b>                     | <b>0,0733</b><br>( <i>p</i> = 0,11)                                           | –                                    | <b>0,148</b><br>( <i>p</i> = 0,004)                                      | –                                     |
| <b>Δ(ln LLK)</b>                      | –                                                                             | <b>0,168</b><br>( <i>p</i> = 0,77)   | –                                                                        | <b>1,072</b><br>( <i>p</i> = 0,058)   |
| <b>Δ(ln FERT)</b>                     | –                                                                             | <b>–0,117</b><br>( <i>p</i> = 0,39)  | –                                                                        | <b>–0,0937</b><br>( <i>p</i> = 0,44)  |
| R <sup>2</sup>                        | 0,558                                                                         | 0,584                                | 0,679                                                                    | 0,652                                 |
| Jarque-Bera                           | 3,31<br>( <i>p</i> = 0,19)                                                    | 3,37<br>( <i>p</i> = 0,19)           | 2,25<br>( <i>p</i> = 0,32)                                               | 1,88<br>( <i>p</i> = 0,39)            |
| LLC                                   | –9,10<br>( <i>p</i> < 0,001)                                                  | –8,25<br>( <i>p</i> < 0,001)         | –6,83<br>( <i>p</i> < 0,001)                                             | –7,02<br>( <i>p</i> < 0,001)          |
| ADF                                   | 101,79<br>( <i>p</i> < 0,001)                                                 | 92,37<br>( <i>p</i> < 0,001)         | 59,44<br>( <i>p</i> < 0,001)                                             | 59,82<br>( <i>p</i> < 0,001)          |
| Zakres próby                          | 1999–2015                                                                     |                                      | 1999–2015                                                                |                                       |
| Liczba jednostek                      | 8                                                                             |                                      | 6                                                                        |                                       |
| Efektywna liczba obserwacji           | 128                                                                           |                                      | 96                                                                       |                                       |
| Zmienne zero-jedynkowe                | kujawsko-pom_2009<br>zachodnio-pom_2009<br>śląskie_2000<br>wielkopolskie_2010 |                                      | świętokrzyskie_2005<br>lubuskie_2000<br>podlaskie_2000<br>podlaskie_2008 |                                       |
| Optymalne GINI                        | –                                                                             |                                      | –                                                                        |                                       |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

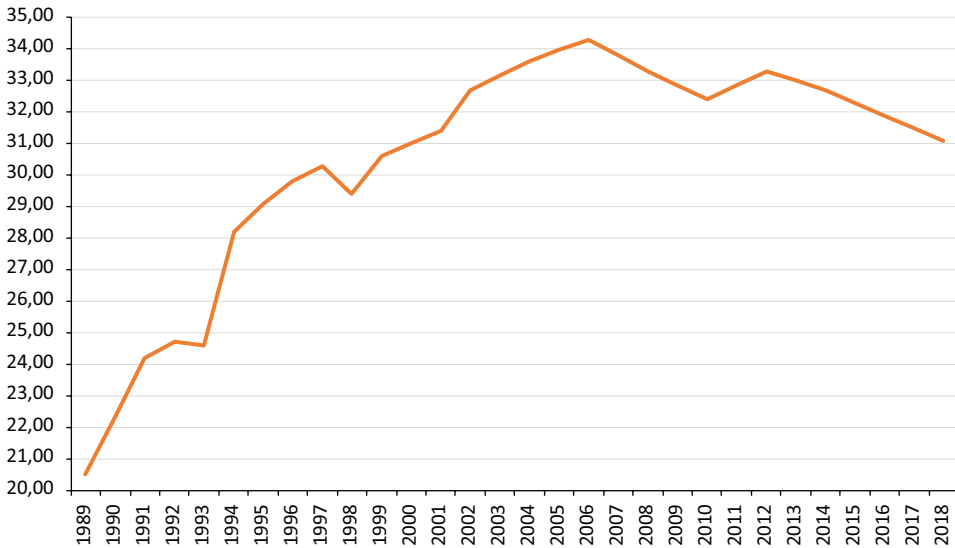
## Załącznik 4. Wpływ standaryzowanego zróżnicowania płac na poziom wydajności pracy

**Tabela Z.4.** Wyniki estymacji regionalnej funkcji wydajności pracy z uwzględnieniem standaryzowanego zróżnicowania płac

| Zmienna zależna:<br>ln VAL  | Wynik estymacji                           | Optymalne GINI      |      |
|-----------------------------|-------------------------------------------|---------------------|------|
| Zmienna                     | DOLS                                      | DOLNOŚLĄSKIE        | 33,7 |
| ln KL                       | <b>0,429 (<math>p &lt; 0,001</math>)</b>  | KUJAWSKO-POMORSKIE  | 30,6 |
| UGINI                       | <b>0,0178 (<math>p &lt; 0,001</math>)</b> | LUBELSKIE           | 29,9 |
| UGINI_SQ                    | <b>-0,0089 (<math>p = 0,001</math>)</b>   | LUBUSKIE            | 30,6 |
| R <sup>2</sup>              | 0,990                                     | ŁÓDZKIE             | 32,2 |
| Jarque-Bera                 | 3,94 ( $p = 0,14$ )                       | MAŁOPOLSKIE         | 32,8 |
| LLC                         | -10,53 ( $p < 0,001$ )                    | MAZOWIECKIE         | –    |
| ADF                         | 154,0 ( $p < 0,001$ )                     | OPOLSKIE            | 29,9 |
| Zakres próby                | 2001–2015                                 | PODKARPACKIE        | –    |
| Liczba jednostek            | 8 + 6                                     | PODLASKIE           | 28,6 |
| Efektywna liczba obserwacji | 210                                       | POMORSKIE           | 33,1 |
| Regresory deterministyczne  | stała, trend                              | ŚLĄSKIE             | 32,0 |
|                             |                                           | ŚWIĘTOKRZYSKIE      | 29,5 |
|                             |                                           | WARMIŃSKO-MAZURSKIE | 30,1 |
|                             |                                           | WIELKOPOLSKIE       | 32,5 |
|                             |                                           | ZACHODNIOPOMORSKIE  | 30,4 |

**Źródło:** opracowanie własne z wykorzystaniem programu EViews 10.

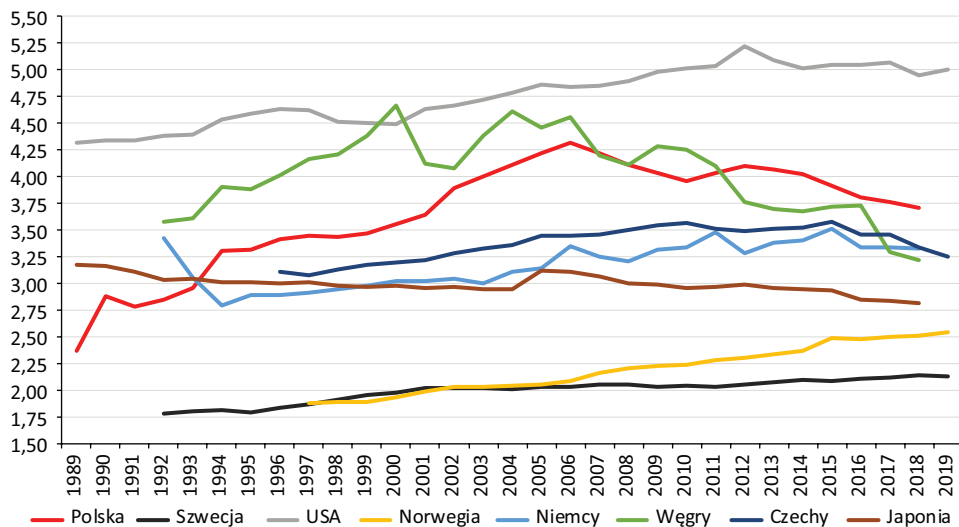
## Załącznik 5. Zróżnicowanie płac brutto w Polsce na przestrzeni lat



**Rysunek Z.1.** Współczynnik Giniego dla płac brutto w Polsce (w %)

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych GUS.

## Załącznik 6. Zróżnicowanie płac brutto w Polsce na tle wybranych krajów



**Rysunek Z.2.** Zróżnicowanie decylowe (P90/P10) dla płac brutto w wybranych krajach

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie danych OECD.

## Załącznik 7. Przykład danych statystycznych wykorzystanych w pracy

**Tabela Z.5.** Dane statystyczne dla wybranych województw

| WOJ. POMORSKIE |         |         |      |      |       |        |       |
|----------------|---------|---------|------|------|-------|--------|-------|
| ROK            | VA      | K       | L    | GINI | OWAZ  | LLK    | FERT  |
| 1999           | 51 143  | 111 545 | 708  | 30,0 | 0,142 | 13,740 | 1,460 |
| 2000           | 52 210  | 117 207 | 709  | 29,6 | 0,142 | 13,791 | 1,421 |
| 2001           | 52 973  | 123 302 | 739  | 29,1 | 0,139 | 13,792 | 1,403 |
| 2002           | 55 152  | 128 591 | 711  | 31,3 | 0,146 | 13,837 | 1,348 |
| 2003           | 56 593  | 122 310 | 684  | 32,1 | 0,165 | 13,968 | 1,334 |
| 2004           | 59 227  | 124 286 | 680  | 32,9 | 0,180 | 14,078 | 1,340 |
| 2005           | 61 861  | 127 651 | 694  | 33,3 | 0,185 | 14,076 | 1,359 |
| 2006           | 65 749  | 132 812 | 704  | 33,6 | 0,205 | 14,163 | 1,394 |
| 2007           | 70 592  | 138 088 | 764  | 32,9 | 0,214 | 14,183 | 1,455 |
| 2008           | 71 595  | 144 270 | 795  | 32,1 | 0,227 | 14,217 | 1,558 |
| 2009           | 76 201  | 147 339 | 789  | 31,6 | 0,248 | 14,324 | 1,548 |
| 2010           | 77 767  | 155 233 | 805  | 31,0 | 0,259 | 14,415 | 1,490 |
| 2011           | 82 000  | 165 643 | 797  | 32,2 | 0,279 | 14,511 | 1,392 |
| 2012           | 85 154  | 173 458 | 859  | 33,4 | 0,303 | 14,616 | 1,398 |
| 2013           | 85 454  | 178 420 | 894  | 32,5 | 0,312 | 14,695 | 1,344 |
| 2014           | 87 548  | 187 512 | 902  | 31,5 | 0,305 | 14,662 | 1,396 |
| 2015           | 91 918  | 196 479 | 995  | 31,5 | 0,318 | 14,721 | 1,412 |
| WOJ. ŚLĄSKIE   |         |         |      |      |       |        |       |
| ROK            | VA      | K       | L    | GINI | OWAZ  | LLK    | FERT  |
| 1999           | 118 693 | 274 483 | 1556 | 29,4 | 0,114 | 13,669 | 1,187 |
| 2000           | 123 522 | 279 921 | 1373 | 29,0 | 0,097 | 13,605 | 1,186 |
| 2001           | 125 538 | 274 556 | 1528 | 28,6 | 0,115 | 13,736 | 1,137 |
| 2002           | 129 596 | 277 024 | 1535 | 31,4 | 0,131 | 13,901 | 1,116 |
| 2003           | 133 398 | 276 699 | 1532 | 31,4 | 0,157 | 14,027 | 1,100 |
| 2004           | 144 442 | 278 743 | 1624 | 31,3 | 0,176 | 14,126 | 1,119 |
| 2005           | 143 929 | 282 150 | 1666 | 32,0 | 0,187 | 14,234 | 1,130 |
| 2006           | 150 074 | 296 858 | 1704 | 32,7 | 0,203 | 14,307 | 1,173 |
| 2007           | 159 762 | 304 004 | 1765 | 32,4 | 0,210 | 14,280 | 1,211 |
| 2008           | 168 366 | 315 857 | 1821 | 32,1 | 0,216 | 14,299 | 1,298 |
| 2009           | 172 291 | 329 044 | 1856 | 31,3 | 0,250 | 14,455 | 1,326 |
| 2010           | 177 258 | 339 615 | 1799 | 30,4 | 0,267 | 14,582 | 1,341 |
| 2011           | 186 350 | 358 883 | 1903 | 30,6 | 0,276 | 14,631 | 1,265 |
| 2012           | 186 703 | 377 532 | 1908 | 30,8 | 0,283 | 14,672 | 1,274 |
| 2013           | 185 531 | 384 242 | 1903 | 30,7 | 0,296 | 14,752 | 1,247 |
| 2014           | 191 123 | 403 157 | 1854 | 30,6 | 0,303 | 14,792 | 1,264 |
| 2015           | 197 665 | 417 408 | 1761 | 29,9 | 0,312 | 14,835 | 1,258 |

| WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIE |        |        |     |      |       |        |       |
|---------------------|--------|--------|-----|------|-------|--------|-------|
| ROK                 | VA     | K      | L   | GINI | OWAZ  | LLK    | FERT  |
| 1999                | 24 089 | 60 170 | 541 | 26,7 | 0,105 | 13,190 | 1,376 |
| 2000                | 24 732 | 61 111 | 549 | 27,0 | 0,104 | 13,199 | 1,328 |
| 2001                | 25 002 | 62 209 | 509 | 27,2 | 0,113 | 13,306 | 1,289 |
| 2002                | 25 831 | 66 191 | 490 | 29,1 | 0,141 | 13,569 | 1,272 |
| 2003                | 26 950 | 64 900 | 483 | 29,2 | 0,164 | 13,790 | 1,232 |
| 2004                | 28 245 | 65 574 | 481 | 29,2 | 0,173 | 13,821 | 1,197 |
| 2005                | 28 076 | 66 802 | 508 | 29,1 | 0,183 | 13,825 | 1,209 |
| 2006                | 30 313 | 67 947 | 542 | 29,0 | 0,181 | 13,760 | 1,191 |
| 2007                | 32 932 | 67 658 | 579 | 29,4 | 0,187 | 13,760 | 1,254 |
| 2008                | 35 427 | 69 532 | 590 | 29,8 | 0,213 | 13,980 | 1,331 |
| 2009                | 35 016 | 71 359 | 583 | 28,9 | 0,235 | 14,197 | 1,328 |
| 2010                | 35 359 | 72 992 | 609 | 28,0 | 0,238 | 14,255 | 1,306 |
| 2011                | 36 480 | 77 706 | 602 | 28,3 | 0,239 | 14,225 | 1,227 |
| 2012                | 36 331 | 82 602 | 584 | 28,5 | 0,260 | 14,349 | 1,232 |
| 2013                | 35 847 | 84 304 | 554 | 28,9 | 0,295 | 14,588 | 1,161 |
| 2014                | 36 948 | 87 425 | 579 | 29,2 | 0,291 | 14,527 | 1,181 |
| 2015                | 37 825 | 89 249 | 588 | 28,5 | 0,277 | 14,484 | 1,181 |

**Źródło:** Bank Danych Lokalnych GUS oraz Roczniki Statystyczne Województw (wydania z różnych lat).

# Spis rysunków

|                                                                                                                                       |     |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Rysunek 1.1.</b> Krzywa koncentracji Lorenza                                                                                       | 41  |
| <b>Rysunek 1.2.</b> Graficzna prezentacja dominacji w sensie Lorenza                                                                  | 45  |
| <b>Rysunek 1.3.</b> Regionalne krzywe koncentracji Lorenza dla płac w 2014 roku                                                       | 53  |
| <b>Rysunek 1.4.</b> Regionalne uogólnione krzywe koncentracji Lorenza dla płac w 2014 roku                                            | 54  |
| <b>Rysunek 1.5.</b> Przeciętny poziom zróżnicowania płac w województwach w okresie 1999–2015 (mierzony współczynnikiem Giniego, w %)  | 57  |
| <b>Rysunek 2.1.</b> Graficzna prezentacja długookresowej równowagi w modelu Solowa                                                    | 66  |
| <b>Rysunek 2.2.</b> Graficzna prezentacja długookresowej równowagi w modelu MRW                                                       | 68  |
| <b>Rysunek 2.3.</b> Wpływ nierówności na wzrost gospodarczy w zależności od poziomu PKB per capita                                    | 86  |
| <b>Rysunek 2.4.</b> Graficzna prezentacja parabolicznego wpływu nierówności na wzrost gospodarczy                                     | 89  |
| <b>Rysunek 2.5.</b> Satysfakcja z pracy a zróżnicowanie płac w modelu Wundera i Schwarzego                                            | 94  |
| <b>Rysunek 2.6.</b> Graficzna prezentacja modelu płacy wydajnościowej                                                                 | 99  |
| <b>Rysunek 2.7.</b> Krzywa Kuznetsa                                                                                                   | 103 |
| <b>Rysunek 3.1.</b> Przeciętne regionalne zróżnicowanie wydajności pracy w latach 1999–2015 (Polska = 100)                            | 113 |
| <b>Rysunek 3.2.</b> Przeciętne regionalne zróżnicowanie technicznego uzbrojenia w latach 1999–2015 (Polska = 100)                     | 114 |
| <b>Rysunek 3.3.</b> Przeciętne regionalne zróżnicowanie TFP w latach 1999–2015 (Polska = 100)                                         | 118 |
| <b>Rysunek 4.1.</b> Relacja między przyrostem nierówności a wzrostem dochodów w modelu Banerjee i Duflo                               | 123 |
| <b>Rysunek 4.2.</b> Relacja między przyrostem nierówności a wzrostem gospodarczym na podstawie wyników F. Hasanov i O. Izraeli [2011] | 123 |
| <b>Rysunek 4.3.</b> Graficzna prezentacja relacji między zróżnicowaniem płac a TFP                                                    | 125 |
| <b>Rysunek 4.4.</b> Propozycja grupowania województw w regiony o podobnym poziomie zróżnicowania płac oraz poziomie produktywności    | 128 |
| <b>Rysunek 4.5.</b> Optymalne wartości współczynnika zróżnicowania płac na tle wartości empirycznych w grupie 1                       | 135 |

## 184      Spis rysunków

|                       |                                                                                                                             |     |
|-----------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Rysunek 4.6.</b>   | Optymalne wartości współczynnika zróżnicowania płac na tle wartości empirycznych w grupie 2                                 | 135 |
| <b>Rysunek 4.7.</b>   | Wpływ nierówności płac na łączną produktywność czynników produkcji dla województw grupy 1                                   | 138 |
| <b>Rysunek 4.8.</b>   | Wpływ nierówności płac na łączną produktywność czynników produkcji dla województw grupy 2                                   | 138 |
| <b>Rysunek 4.9.</b>   | Indywidualne optymalne zróżnicowanie płac na tle empirycznych wartości w poszczególnych województwach (lata 1999–2015, w %) | 149 |
| <b>Rysunek ZAK.1.</b> | Grupy województw wyróżnione w pracy                                                                                         | 155 |
| <b>Rysunek ZAK.2.</b> | Optymalne zróżnicowanie płac na tle wartości empirycznych z 2015 roku                                                       | 157 |
| <b>Rysunek Z.1.</b>   | Współczynnik Giniego dla płac brutto w Polsce (w %)                                                                         | 179 |
| <b>Rysunek Z.2.</b>   | Zróżnicowanie decylowe (P90/P10) dla płac brutto w wybranych krajach                                                        | 180 |

# Spis tabel

|                                                                                                                                                                |     |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Tabela 1.1.</b> Własności popularnych miar nierówności dla przykładowego rozkładu płac                                                                      | 37  |
| <b>Tabela 1.2.</b> Dekompozycja współczynnika Giniego dla różnych schematów podziału na podpopulacje                                                           | 44  |
| <b>Tabela 1.3.</b> Krotności wzajemnych przecięć krzywych Lorenza (poniżej głównej przekątnej) oraz uogólnionych krzywych Lorenza (powyżej głównej przekątnej) | 55  |
| <b>Tabela 1.4.</b> Średnia płaca, miary nierówności płac oraz indeks Sena w podziale na województwa w 2014 roku                                                | 56  |
| <b>Tabela 2.1.</b> Zestawienie implikacji dla wzrostu gospodarczego z modelu I. Shin w zależności od stopnia rozwoju oraz systemu podatkowego                  | 85  |
| <b>Tabela 3.1.</b> Wyniki panelowych testów stacjonarności dla wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy                                                | 115 |
| <b>Tabela 3.2.</b> Wyniki estymacji regionalnej funkcji produkcji                                                                                              | 116 |
| <b>Tabela 3.3.</b> Oszacowania regionalnych stóp postępu technicznego – wariant (1)                                                                            | 117 |
| <b>Tabela 4.1.</b> Wyniki panelowych testów stacjonarności zmiennych                                                                                           | 129 |
| <b>Tabela 4.2.</b> Wyniki panelowych testów kointegracji (okres 1999–2015, TFP wariant (1))                                                                    | 131 |
| <b>Tabela 4.3.</b> Wyniki estymacji modeli wpływu nierówności płac na efektywność produkcji z uwzględnieniem kapitału ludzkiego                                | 132 |
| <b>Tabela 4.4.</b> Wyniki estymacji modeli wpływu nierówności płac na efektywność produkcji przy założeniu wyższej wartości elastyczności $\alpha$             | 132 |
| <b>Tabela 4.5.</b> Wyniki estymacji modeli wpływu nierówności płac na efektywność produkcji z uwzględnieniem kapitału ludzkiego i diety                        | 133 |
| <b>Tabela 4.6.</b> Skumulowane efekty strat na produktywności z tytułu odejścia od optymalnego poziomu zróżnicowania płac – modele (12) i (13)                 | 139 |
| <b>Tabela 4.7.</b> Krańcowe efekty strat na produktywności z tytułu innego poziomu zróżnicowania niż optymalny – modele (12) i (13)                            | 140 |
| <b>Tabela 4.8.</b> Warianty estymacji uwzględniające wystandaryzowany współczynnik nierówności płac (łącznie regiony grupy 1 oraz 2)                           | 141 |
| <b>Tabela 4.9.</b> Warianty estymacji uwzględniające wystandaryzowany współczynnik nierówności płac i podział na dwie wyróżnione grupy województw              | 142 |

|                     |                                                                                                                     |     |
|---------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| <b>Tabela 4.10.</b> | Porównanie oszacowań optymalnych różnic w płacach w województwach na podstawie analizowanych wariantów modeli (w %) | 143 |
| <b>Tabela Z.1.</b>  | Wyniki estymacji modeli z opóźnionym współczynnikiem Giniego                                                        | 175 |
| <b>Tabela Z.2.</b>  | Wyniki estymacji modeli wpływu zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP                                              | 176 |
| <b>Tabela Z.3.</b>  | Wyniki estymacji modeli wpływu standaryzowanego zróżnicowania płac na stopę wzrostu TFP                             | 177 |
| <b>Tabela Z.4.</b>  | Wyniki estymacji regionalnej funkcji wydajności pracy z uwzględnieniem standaryzowanego zróżnicowania płac          | 178 |
| <b>Tabela Z.5.</b>  | Dane statystyczne dla wybranych województw                                                                          | 181 |