

Monika Anna Wesołowska
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu,
Polska

Nierówności dochodowe w krajach postsocjalistycznych – analiza wybranych determinant

Income Inequality in Post-Socialist Countries: An Analysis
of Selected Determinants

Streszczenie

Celem artykułu jest przedstawienie i przeanalizowanie wybranych czynników nierówności dochodowych związanych z rynkiem pracy, sytuacją społeczno-ekonomiczną, systemem podatkowym, globalizacją, wolnością oraz finansjalizacją w krajach postsocjalistycznych z obszaru Europy Środkowo-Wschodniej i Azji Centralnej w latach 1991–2019. W okresie transformacji gospodarczej nierówności dochodowe znacznie wzrosły na początku lat 90. XX w. Początkowy, gwałtowny wzrost współczynnika Giniego był częściowo oczekiwany ze względu na liczne zmiany instytucjonalne, wynikające z odejścia od systemu komunistycznego, ideologicznie utrzymującego nierówności na niskim poziomie, jednak w dłuższej perspektywie pogłębienie się rozwarstwienia dochodowego zależało od wypracowanego przez nowo powstałe instytucje podejścia, czynników zewnętrznych i samych warunków wstępnych transformacji. Jako metody badawcze wykorzystano analizę skupień metodą Warda, regresję przekrojową i panelową, analizę statystyczną oraz drzewo regresyjne z algorytmem CART. Uzyskane wyniki wskazują na występowanie kilku dominujących tendencji rozwojowych nierówności dochodowych na badanym obszarze i powiązanie warunków wstępnych transformacji gospodarczej z dalszym rozwojem współczynnika Giniego. Badanie pozwoliło również wyodrębnić najważniejsze determinanty oraz przeanalizować zależności ich współwystępowania.

Słowa kluczowe:

nierówności dochodowe, państwa
postsocjalistyczne

Kody klasyfikacji JEL:

C10, D33, D63

Historia artykułu:

nadestany: 26 lutego 2023 r.

poprawiony: 9 listopada 2023 r.

zaakceptowany: 7 stycznia 2024 r.

Keywords:

income inequality, post-socialist
countries

JEL classification codes:

C10, D33, D63

Article history:

submitted: February 26, 2023

revised: November 9, 2023

accepted: January 7, 2024

Abstract

The purpose of this article is to present and analyse selected factors of income inequality associated with the labour market, socioeconomic conditions, tax systems, globalisation, freedom and financialisation in the post-socialist countries of Central and Eastern Europe and Central Asia from 1991 to 2019. Income inequality has significantly increased since the economic transition of the early 1990 s. The initial sharp increase in the Gini coefficient was partly expected due to institutional changes following the departure from the communist system, which kept inequality at a low level for ideologic reasons. However, the long-term development of income stratification depended on the approach taken by newly established institutions, external factors, and the preconditions of the transition. Research methods used in this study included cluster analysis employing Ward's

method, cross-sectional and panel regression, statistical analysis, and regression tree analysis with the CART algorithm. The results reveal the existence of several dominant trends in the development of income inequality and a link between the preconditions of economic transformation and the further evolution of the Gini coefficient. The study also identifies the most significant determinants and analyses their co-occurrence.

Wprowadzenie

Nierówności dochodowe to jedno z najważniejszych wyzwań, przed którymi stoją współczesne społeczeństwa [Piketty, 2014]. Wraz z postępem technologicznym i cywilizacyjnym nierówności te rosną, co może prowadzić do dalszych problemów społecznych i ekonomicznych [Stiglitz, 2012], zwłaszcza że dochody wpływają na życie poszczególnych jednostek wielowymiarowo, chociażby na dostęp do opieki medycznej, edukacji czy pracy [Wilkinson, Pickett, 2010], oraz mogą obniżać poziom jakości życia, który jesteśmy skłonni akceptować [Sen, 1994].

Początek transformacji gospodarczej w krajach postsocjalistycznych miał znaczący wpływ na nierówności dochodowe [Atkinson, 2015; Szulc, 2006], ponieważ związane z nią procesy stworzyły nowe możliwości zarobkowe, z których skorzystać mogły jedynie wybrane grupy osób. Z jednej strony prowadziło to do wzrostu przeciętnego poziomu dochodów, z drugiej – obserwowano pogłębiający się ich nierównomierny rozkład w populacji [Berg, Ostry, 2017]. Niskie wartości współczynnika Giniego notowane w okresie socjalizmu wynikały głównie z motywacji ideologicznych, co skutkowało płaską strukturą płac i niewysoką polaryzacją dochodów, przez co społeczeństwa charakteryzowały się relatywną egalitarnością, nawet z dzisiejszej perspektywy [Bukowski, Novokmet, 2017]. Jednak w trakcie przemian gospodarczych i ustrojowych instytucje polityczne oraz gospodarcze w poszczególnych krajach ulegały istotnym zmianom, które wpływały m.in. na coraz bardziej nierówną dystrybucję dochodów [Acemoglu, Robinson, 2014]. Płaskie rozkłady płac przestały być sztucznie utrzymywane, podobnie jak nieefektywne miejsca pracy, co spowodowało większą dywersyfikację wynagrodzeń i wzrost bezrobocia [Weder, Cornelius, 1996], szczególnie widoczne na początku lat 90. XX w. W przypadku niektórych państw postsocjalistycznych tendencje wzrostowe wskaźników nierówności utrzymują się do dziś. Nie bez znaczenia pozostawał również sposób przeprowadzania prywatyzacji, liberalizacji cen czy tempo otwierania się wcześniej zamkniętych gospodarek. Ponadto samo przejście do gospodarki rynkowej implikowało zmiany, które naturalnie musiały niekorzystnie oddziaływać na równość dochodów.

Wynikający z powyższych przyczyn wzrost nierówności wydaje się zrozumiały (zwłaszcza w początkowej fazie rozwoju nowego systemu), jednak długofalowe trendy zależały od wypracowanego w późniejszym czasie indywidualnego podejścia w poszczególnych krajach. Wśród istotnych determinant nierówności dochodowych są wskazywane zmiany na rynku pracy [Milanovic, 1999], sytuacja społeczno-ekonomiczna [Piketty, Saez, 2014; Atkinson, Piketty, 2010], system podatkowy [Stiglitz, 2015], globalizacja [Brzeziński, 2019], finansjalizacja [Tomaskovic-Devey, Lin, 2013] czy stopień wolności gospodarczej.

W niniejszym artykule zostały przeanalizowane wybrane determinanty nierówności dochodowych¹ w grupie państw postsocjalistycznych z Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW) i Azji Centralnej. Skupienie się jedynie na tej grupie umożliwiło częściowe wyeliminowanie różnic wynikających z czynników zewnętrznych. W ten sposób uzyskano materiał badawczy pozwalający na szeroki zakres analizy porównawczej oraz dodatkowo stanowiący próbę o bardzo dużym zróżnicowaniu poziomu nierówności dochodowych w ostatnich latach. Przyjęty przedział czasowy to lata 1991–2019. Niewłączenie częściowo dostępnych danych z lat późniejszych wynika z chęci eliminacji zaburzeń w próbie wywołanych początkiem pandemii COVID-19 oraz brakiem dostępności wszystkich wykorzystywanych danych w jednolitych źródłach. W przypadku kilku wizualizacji został jed-

¹ Rozumianych jako nierówności wewnątrz kraju [Bourguignon, 2018].

nak ukazany dłuższy okres dla zobrazowania wcześniejszych tendencji, mimo że dane sprzed 1991 r. nie były brane pod uwagę w części empirycznej.

Celem autorki artykułu jest poszerzenie wiedzy na temat związku wybranych zmiennych ze współczynnikiem Giniego oraz zbadanie zależności między rozwojem gospodarczym i społecznym postsocjalistycznych państw EŚW i Azji Centralnej a poziomem nierówności dochodowych na ich obszarze. W artykule zostały postawione następujące hipotezy badawcze:

H1: Istnieje zależność między warunkami wstępnymi transformacji gospodarczej (tj. liczbą lat funkcjonowania poszczególnych krajów w systemie komunistycznym, przynależnością do ZSRR, odległością w kilometrach od Brukseli, poziomem posiadanych zasobów naturalnych, wzrostem gospodarczym, PKB per capita PPP wyrażonym w dolarach międzynarodowych oraz sąsiedztwem z dobrze prosperującymi gospodarkami rynkowymi) w krajach postsocjalistycznych a rozwojem nierówności dochodowych na ich terenie.

H2: W badanych krajach postsocjalistycznych istnieją istotne powiązania między czynnikami związanymi z rozwojem gospodarczym, społecznym oraz finansowym, rynkiem pracy, czynnikami demograficznymi i globalizacją a poziomem nierówności dochodowych.

Determinanty nierówności dochodowych

W literaturze opisano wiele typów determinant nierówności dochodowych, powiązanych bardziej z gospodarką lub społeczeństwem, cechami indywidualnymi występującymi w populacji lub aspektami niezależnymi od pojedynczych jednostek. Jednym z częściej badanych powiązań jest związek nierówności dochodowych z rozwojem gospodarczym, co zapoczątkował jeszcze **Kuznets [1955]**. **Halmos [2011]** wykazał pozytywny związek między wysokością PKB a współczynnikiem Giniego w krajach EŚW, przy czym wskazał, że kraje o najwyższym PKB w próbie charakteryzowały się relatywnie niższymi nierównościami. **Milanovic [1999]** dowiódł, że na początkowym etapie transformacji gospodarek postsocjalistycznych nierówności dochodowe były niższe w krajach, w których spadek PKB był niższy (tak jak w państwach Grupy Wyszehradzkiej, w których równocześnie wzrósł udział wydatków socjalnych w PKB). Według **Halmosa [2011]** istnieje również pozytywna i znacząca relacja pomiędzy rosnącymi nierównościami dochodowymi a rosnącymi poziomami bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ) w krajach Europy Wschodniej o średnim dochodzie, wnioski te potwierdzają **Bandelj i Mahutga [2010]**. Pokazują również jednak, że napływ BIZ może obniżać nierówności dochodowe, jeżeli spowodują wzrost popytu na edukację i podwyższenie kwalifikacji wśród najuboższych grup w społeczeństwie.

W socjalizmie zatrudnienie było utrzymywane na bardzo wysokim poziomie (choć w sposób sztuczny), a odsetek pracujących kobiet przewyższał odsetek w większości zachodnich państw. Utrzymywanie się tej tendencji po 1989 r. może być o tyle istotne dla kwestii równości dochodowej, że – jak wskazują **Azzollini, Breen i Nolan [2023]** na podstawie badań przeprowadzonych na próbie 28 państw – zmniejszenie luki w zatrudnieniu kobiet i mężczyzn o 10% wiąże się ze średnim spadkiem współczynnika Giniego o 3,5% oraz nierówności zarobków gospodarstw domowych o 0,6%. Niższa luka może zatem istotnie ograniczać skalę nierówności zarobkowych. Ponadto w przypadku państw EŚW wyniki badań wskazują na zmniejszanie się nierówności płac, wynikające z nieproporcjonalnie dużego wzrostu wynagrodzeń dolnej części rozkładów [**Magda, Gromadzki, Moriconi, 2021**]. **Bises, Bloise i Sciala [2023]** dowiedli, że wzrost udziału siły roboczej o 10 pkt proc. wiąże się ze zmniejszeniem o 0,06 korelacji między nierównością dochodów rynkowych i rozporządzalnych, co może stanowić automatyczny stabilizator dla nierównej dystrybucji dochodów. Jednocześnie wyższy odsetek kobiet w sile roboczej może w niektórych przypadkach pogłębiać nierówności zamiast je łagodzić, zwłaszcza gdy wzrost partycypacji w rynku pracy przypada głównie na niższe decyle dochodowe [**Alfani i in., 2021; Guerin, 2013**]. Dodatkowo wysokość bezrobocia ma znaczący wpływ na nierówności dochodowe [**Cysne, 2009**] – jego wzrost o 1 pkt proc. przekłada się na zwiększenie współczynnika Giniego w krajach OECD o 0,19 pkt proc. [**Hayrullahoglu, Tuzun, 2020**]. Zależność ta jest również zauważana w kontekście wpływu wielkości populacji danego państwa zwłaszcza w dłuższym okresie, gdy zmiany populacji są powiązane ze zmianami demograficznymi,

takimi jak starzenie się społeczeństwa czy migracja, które wpływają na wielkość populacji w wieku produkcyjnym i odsetek siły roboczej w danym państwie. Ponadto w kontekście rynku pracy zauważalny jest spadek udziału pracy w dochodzie narodowym, co – jak wskazuje **Erauskin [2020]** na podstawie badania nad 62 rozwiniętymi i rozwijającymi się państwami – wiąże się z wyższymi poziomami współczynnika Giniego wynikającymi z coraz niższego udziału w dochodach ogółem dwóch najniższych kwintyli dochodowych.

W kontekście nierówności dochodowych bardzo istotne zagadnienie stanowią również rola podatków i powiązana z nimi redystrybucja. Największe znaczenie dla równości mają podatki dochodowe – zwłaszcza gdy występuje w ich przypadku progresywność, a wpływy z nich pozwalają na aktywną politykę inwestycyjną państwa [**Stiglitz, 2015**], prowadząc do wyrównania dochodu rozporządzalnego między gospodarstwami domowymi – oraz podatki korporacyjne [**Alves, 2019; Diamond, Saez, 2011**]. Międzynarodowy Fundusz Walutowy (International Monetary Fund, IMF), analizując rolę polityki fiskalnej, wykazuje, że w ostatnich dziesięcioleciach podatki bezpośrednie oraz transfery społeczne obniżyły nierówności w dochodzie do dyspozycji średnio o jedną trzecią w stosunku do nierówności rynkowych w państwach rozwiniętych [**Coady, de Mooij, Shang, 2015**]. **Joumard, Pisu i Bloch [2012]** wykazali, że chociaż progresywność i redystrybucja powiązane z dochodami z podatków są istotne w zwiększaniu równości dochodowej, to ich efekt i siła wpływu są zróżnicowane, zależne od ich kombinacji i od tego, z jakich podatków głównie odnotowywane są wpływy budżetu państwa. **Hayrullahoglu i Tuzun [2020]** twierdzą natomiast, że wzrost udziału podatków w PKB o 1 pkt proc. przekłada się na zmniejszenie współczynnika Giniego o 0,17 pkt proc. Natomiast **Bittencourt i in. [2019]** udowadniają pozytywny wpływ rozwoju finansowego na poziom nierówności dochodowych w badanej przez nich grupie.

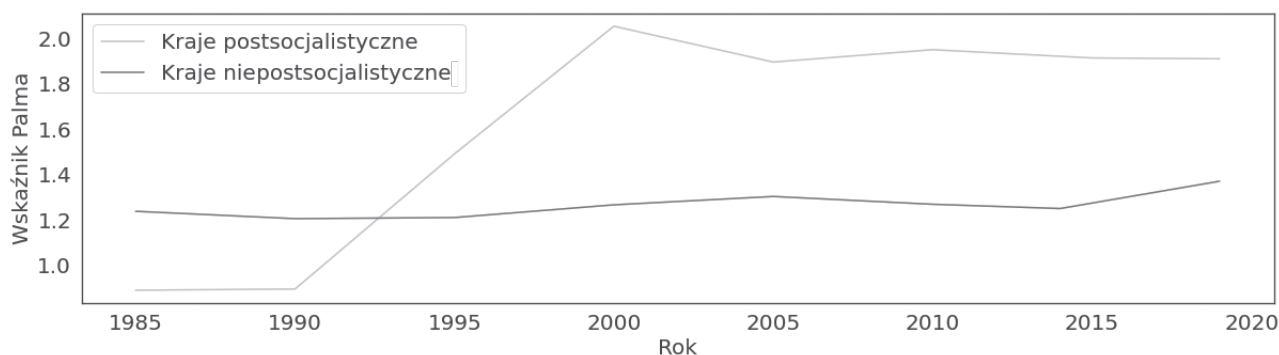
Nie bez znaczenia pozostają również aspekty społeczne związane z jakością życia. Dane z Europejskiego Badania Jakości Życia (European Quality of Life Survey) wskazują na istnienie pozytywnej relacji wyższych nierówności dochodowych z niższym średnim dobrostanem odczuwanym w życiu [**Nettle, Dickins, 2022**], a podobne wyniki mają obejmujące dłuższy okres badania **Suriyanrattakorna i Chang [2022]**. Ponadto w analizach międzykrajowych przez związek z jakością życia czy oceną stanu zdrowia nierówności dochodowe cechują się również silną i negatywną korelacją z długością życia [**De Vogli i in., 2005**], a przynależność do najwyższej grupy dochodowej wiąże się z dłuższą oczekiwaną długością życia o nawet kilkanaście lat w stosunku do grupy najgorzej zarabiającej [**Chetty i in., 2016**]. Mniej jednoznaczna relacja występuje w przypadku nierówności dochodowych i edukacji. W badaniach panelowych ekspansja edukacji jest równocześnie wskazywana jako mająca pozytywny wpływ na równość dochodów [**Lee, Lee, 2018**] oraz negatywny – zwłaszcza w perspektywie długookresowej [**Makhlouf, Lalley, 2023**], co wynika głównie ze współtowarzyszących nierówności edukacyjnych dotyczących zwłaszcza gospodarek wschodzących i rozwijających się [**Coady, Dizioli, 2017**]. Jednak związek ten może być zróżnicowany również na poziomie badanych kohort. **Coady i Dizioli [2017]** wskazują negatywny (choć nie zawsze statystycznie istotny) wpływ długości edukacji na równość dochodów w starszych grupach wiekowych, lecz w młodszych kohortach występuje odwrotna zależność.

Globalizacja, która promuje wzrost gospodarczy i postęp społeczny, może tym samym pośrednio zwiększyć nierówności, ale wpływ ten może być zróżnicowany w zależności od państwa i istniejących w nim instytucji [**Atif i in., 2012**]. Analiza przeprowadzona w państwach Unii Europejskiej (UE) wskazała, że otwartość handlowa może mieć wyrównujący efekt, jednak globalizacja finansowa może wpływać w odwrotny sposób, co zostało zauważone zwłaszcza w peryferyjnych krajach Unii [**Asteriou, Dimelis, Moudatsou, 2013**] oraz w krajach rozwijających się [**McLean-Shinaman, 2016**]. Dodatkowo przynależność do międzynarodowych struktur jest kojarzona z reprodukowaniem wzorców stratyfikacji społecznej [**Fehl, Freistein, 2020**], równocześnie daje większe możliwości zarobkowe poza granicami państwa, co pozytywnie wpływa zwłaszcza na najgorzej zarabiające grupy dochodowe [**Brzeziński, Sałach, 2020**].

Nierówności dochodowe w państwach postsocjalistycznych

Wybór państw postsocjalistycznych wynika z unikalnego doświadczenia historycznego wskazanych krajów z uwagi na ich funkcjonowanie przez dekady w systemie socjalistycznym, znacząco odmiennym od gospodarek rynkowych. Od momentu zmiany ustroju nierówności dochodowe na badanym obszarze zaczęły wyraźnie rosnąć, a ich tempo, wysokość i rozprzestrzenienie terytorialne stanowiły unikalne zjawisko, nieobserwowane wcześniej [Milanovic, 2001]. Na podstawie wskaźnika Palma [Cobham, Schlögl, Sumner, 2016], ukazującego stosunek wysokości dochodów najbogatszego decyla do skumulowanych wartości dochodów 40% najbiedniejszej części społeczeństwa, przedstawiono zróżnicowanie rozwoju nierówności dochodowych w krajach postsocjalistycznych oraz w krajach wysoko rozwiniętych, takich jak: Belgia, Kanada, Finlandia, Francja, Niemcy, Włochy, Holandia, Norwegia, Portugalia, Hiszpania, Szwecja, Wielka Brytania oraz Stany Zjednoczone. Na podstawie wartości średnich wskaźnika uwidacznia się ogromne zróżnicowanie między wskazanymi grupami (wykres 1). Pod koniec lat 80. XX w. kraje należące dzisiaj do grupy krajów postsocjalistycznych charakteryzowały się znacznie mniejszym rozwarstwieniem dochodowym niż kraje niepostsocjalistyczne. W krótkim czasie stały się jednak znacznie bardziej spolaryzowane, w szczególności na obszarze Azji Centralnej, czego przykładem są Armenia, Mołdawia czy Rosja, podczas gdy w krajach funkcjonujących od dawna w systemie rynkowym zmiany były niewielkie przez 35 lat. Jeszcze w 1990 r., a więc tuż przed transformacją, najbogatszy decyl najlepiej zarabiających w krajach postsocjalistycznych uzyskiwał mniejszą część wszystkich dochodów niż 40% osób najbiedniejszych, ale w zaledwie 10 lat zaczął otrzymywać ich ponad dwukrotnie więcej. Zmiana ta wyraźnie obrazuje koniec okresu płaskiego rozkładu dochodów na rzecz intensywnego rozwoju nierówności. Zmiany te badali m.in. Novokmet i in. [2018] oraz Bukowski i Novokmet [2017; 2021].

Wykres 1. Średnia wartość wskaźnika Palma w wybranych krajach niepostsocjalistycznych oraz postsocjalistycznych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Global Consumption and Income Project uzupełnionych o dane OECD i ILO.

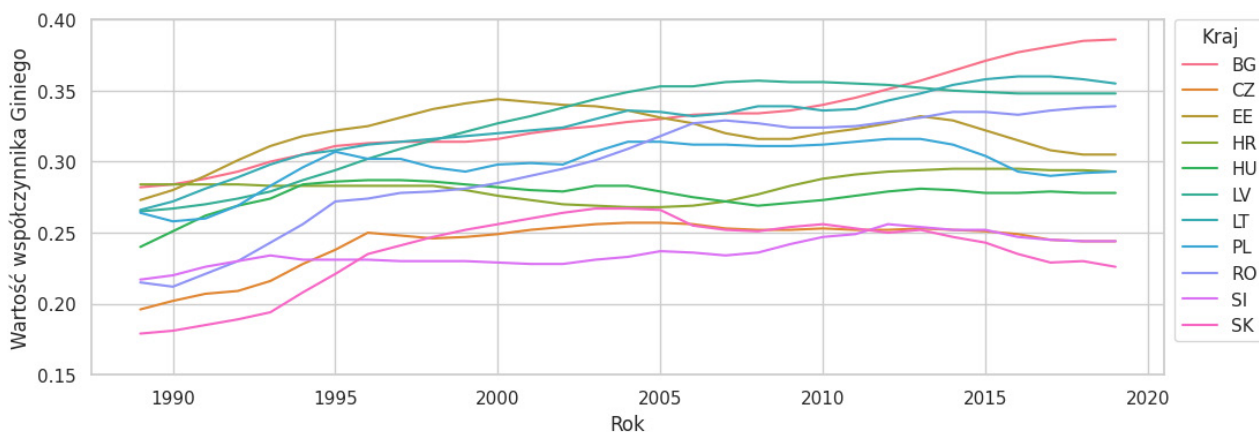
Różnice i podobieństwa wewnątrz grupy krajów postsocjalistycznych

Mimo że przed 1989 r. poziom nierówności dochodowych w krajach postsocjalistycznych nie był znacząco zróżnicowany, sytuacja ta zmieniła się, gdy pojedyncze państwa zaczęły wchodzić na indywidualne ścieżki dalszego rozwoju. Zależało to m.in. od warunków wstępnych transformacji [de Melo, Denizer, Gelb, 2001] oraz przede wszystkim od nowo powstałych instytucji politycznych i gospodarczych, które ustalały nowe „reguły gry” [Acemoglu, Robinson, 2014]. W perspektywie kilku dekad w grupie tej odnotowywano – w zależności od państwa – ogromny wzrost polaryzacji lub utrzymywanie się wskaźników nierówności na zbliżonym poziomie od czasów sprzed transformacji.

Na podstawie danych dotyczących wartości współczynnika Giniego pochodzących z bazy Standardized World Income Inequality Database można zidentyfikować powtarzające się tendencje zmian nierówności dochodowych w badanej grupie. Na wykresach 2 i 3 zostały pokazane dwa dominujące trendy rozwojowe

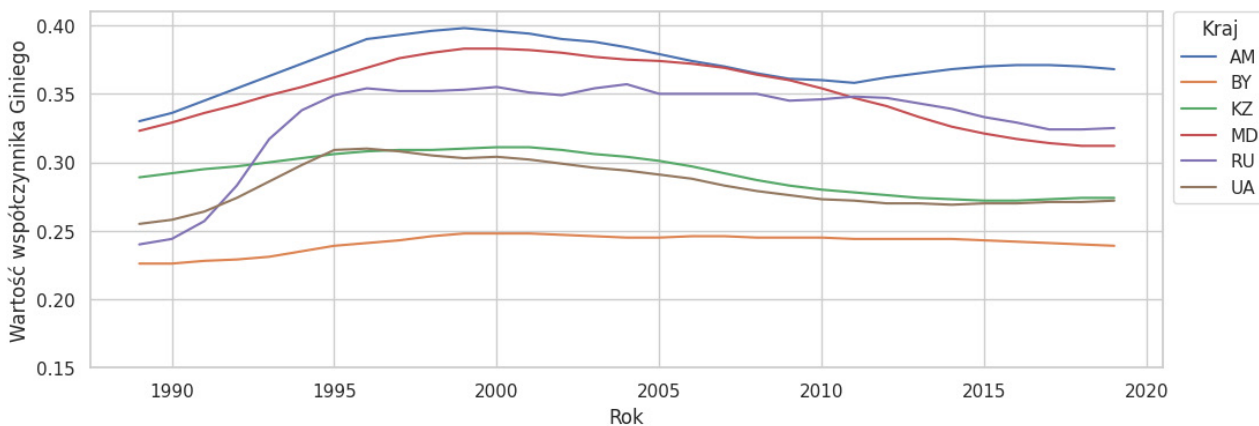
polaryzacji. Pierwszy z nich (wykres 2) dotyczył jedynie państw, które w późniejszym czasie przystąpiły do UE, czyli Bułgarii, Czech, Chorwacji, Estonii, Litwy, Łotwy, Polski, Rumunii, Słowenii, Słowacji oraz Węgier. Największa intensywność wzrostu polaryzacji przypadła tam na kilka pierwszych lat po zmianie systemowej i – mimo że trend wzrostowy był obserwowany przez większość badanego okresu – zmiany te były stosunkowo łagodne w dłuższym czasie, przez co negatywne skutki dla społeczeństwa mogły być mniej dotkliwe i rozłożone w czasie. Natomiast w grupie drugiej (wykres 3), do której zostały przypisane państwa należące do ZSRR, niebędące częścią UE, tj. Armenia, Białoruś, Kazachstan, Mołdawia, Rosja oraz Ukraina, początkowy poziom współczynnika Giniego był relatywnie wyższy od poziomu w państwach, które później przystąpiły do UE, a wzrost polaryzacji w pierwszych latach był znacznie gwałtowniejszy. Przykładowo, w Rosji zaledwie w ciągu 5 lat nastąpił wzrost wartości współczynnika Giniego o 0,1. Należące do tej grupy państwa charakteryzował sukcesywny wzrost polaryzacji, który ustabilizował się w latach 1995–2000, a po którym nastąpił okres częściowego obniżania nierówności. Jest to zdecydowany kontrast wobec grupy państw z obszaru EŚW, gdzie wzrost polaryzacji był łagodniejszy i rozłożony na znacznie dłuższy czas z okresami stabilizacji, przez co oddziaływał mniej negatywnie na społeczeństwo.

Wykres 2. Wartość współczynnika Giniego w Bułgarii, Czechach, Estonii, Chorwacji, Litwie, Łotwie, Polsce, Rumunii, Słowenii, Słowacji oraz na Węgrzech w latach 1989–2019



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych SWIID.

Wykres 3. Wartość współczynnika Giniego w Armenii, Białorusi, Kazachstanie, Mołdawii, Rosji i Ukrainie w latach 1989–2019

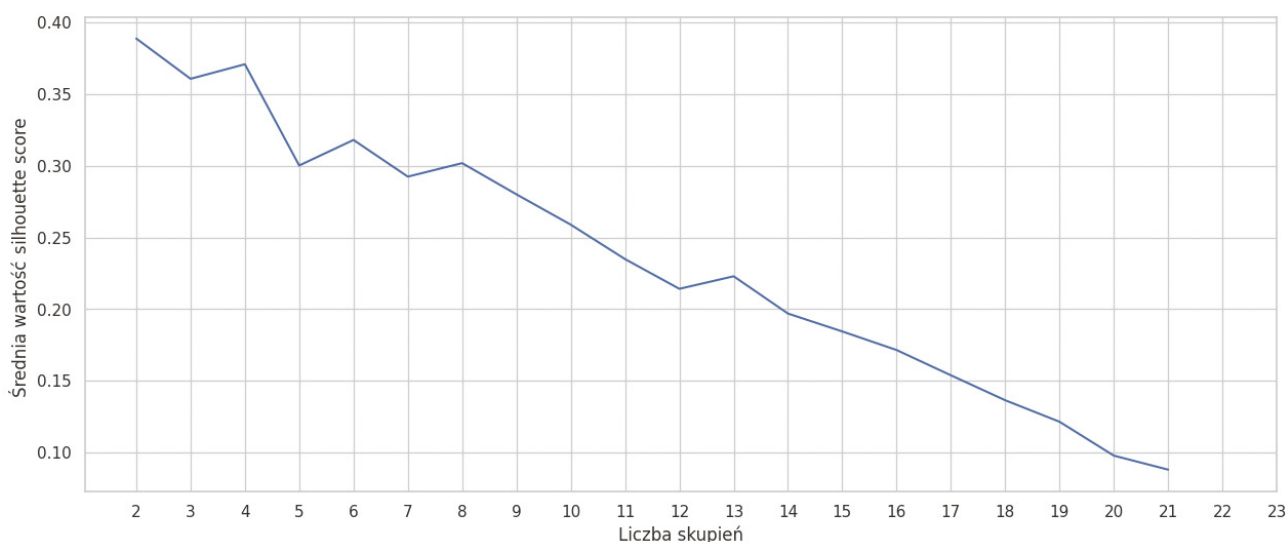


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych SWIID.

Rola warunków wstępnych transformacji gospodarczej

Największe zróżnicowanie między poziomami nierówności dochodowych było obserwowane w pierwszej dekadzie po zmianie systemu. Wskazuje to na występowanie w tych krajach już wcześniej różnic, które determinowały przyszłe trendy rozwoju polaryzacji dochodowej. Aby to sprawdzić, wykorzystano następujące zmienne określające warunki wstępne transformacji gospodarczej: liczbę lat funkcjonowania poszczególnych krajów w systemie komunistycznym, przynależność do ZSRR, odległość w kilometrach od Brukseli, poziom posiadanych zasobów naturalnych², wzrost gospodarczy³, PKB per capita PPP (wyrażony w dolarach międzynarodowych), niezależność instytucji państwowych⁴ oraz sąsiedztwo z dobrze prosperującymi gospodarkami rynkowymi w 1989 r. Wyboru tych zmiennych dokonano na podstawie pracy [de Melo i in. \[2001\]](#), którzy przedstawili wskazane czynniki jako istotne determinanty prosperowania transformujących się gospodarek. Dane liczbowe są standaryzowane metodą z-score [[Hastie, Tibshirani, Friedman, 2009](#)].

Wykres 4. Wizualizacja wyników wartości silhouette score dla poszczególnych liczb skupień z wykorzystaniem algorytmu silhouette



Źródło: opracowanie własne.

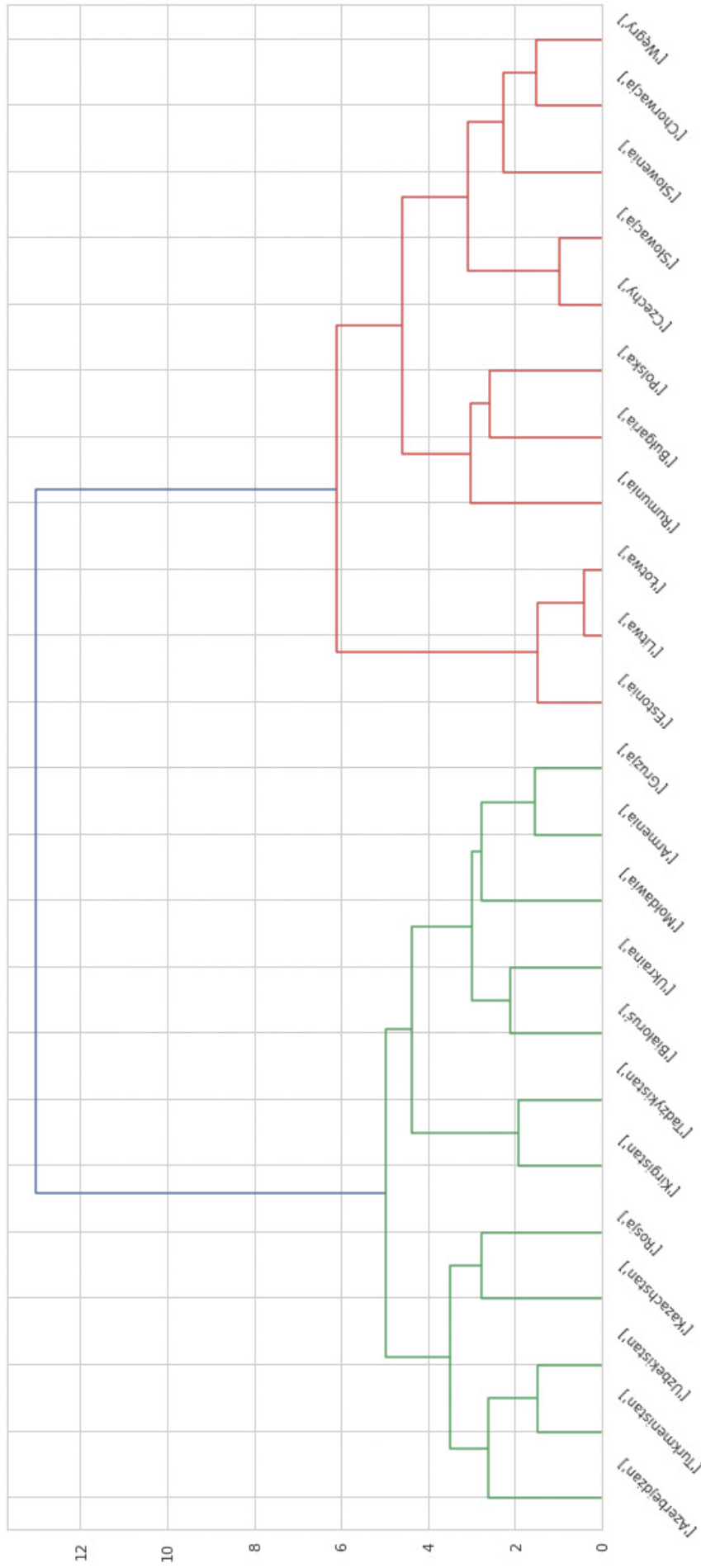
Przy wykorzystaniu hierarchicznego algorytmu klastrowego opartego na metodzie [Warda \[1963; Murtagh, Legendre, 2011\]](#) oraz odległości euklidesowej zostało przeprowadzone grupowanie państw na dwa klastry. Liczba klastrów stanowi w przyjętym zestawieniu optymalny podział wyznaczony za pomocą algorytmu silhouette [[Rousseeuw, 1987](#)], pozwalającego ocenić jakość grupowania obserwacji. Mierzy on bliskość obserwacji w klastrze i pozwala porównać je z innymi grupami. Metoda ta umożliwia identyfikację optymalnej liczby klastrów oraz ocenę stabilności grupowania, co przyczynia się do lepszego zrozumienia struktury danych ekonomicznych i identyfikacji istotnych wzorców. Otrzymywane wyniki mieszczą się w zakresie $[-1; 1]$, przy czym wynik 1 oznacza idealne rozdzielenie klastrów, 0 – ich wzajemne nakładanie się na siebie, a wartości ujemne wskazują na możliwość tego, że analiza jest niepoprawna. Za odpowiednią liczbę klastrów powinna zostać przyjęta ta liczba, dla której została osiągnięta najwyższa wartość silhouette score w zestawieniu. Jak wynika z wizualizacji przedstawionej na wykresie 4, w badanym przypadku został on otrzymany przy podziale z wykorzystaniem dwóch klastrów z wynikiem 0,39, co wskazuje na dobrą jakość klasteryzacji.

² Poziom posiadanych zasobów naturalnych został oznaczony zgodnie z trzystopniową skalą przedstawioną przez [de Melo i in. \[2001\]](#), tj. kraj ubogi w surowce naturalne, o umiarkowanych zasobach lub bogaty pod tym względem (w modelu następujące po sobie poziomy zostały oznaczone jako 0,1 lub 2).

³ Obliczony jako średni wzrost w latach 1985–1989 ([de Melo i in. \[2001\]](#)).

⁴ Niezależność instytucji państwowych została oznaczona zgodnie z trzystopniową klasyfikacją przedstawioną przez [de Melo i in. \[2001\]](#), tj. 0 – nowe państwa narodowe, 1 – państwa zdecentralizowane, takie jak byłe republiki jugosłowiańskie lub kraje centralne scentralizowanych państw federalnych, takich jak ZSRR lub 2 – państwa zdecentralizowane.

Wykres 5. Dendrogram przedstawiający hierarchiczną analizę skupień metodą Warda dla warunków wstępnych transformacji gospodarczej w krajach postsocjalistycznych



Źródło: opracowanie własne na podstawie: de Melo i in. [2001]; dane z bazy SWIID i Maddison Project Database.

W przypadku badanego zestawu państw wartości bliskie 1 nie były oczekiwane, ponieważ między państwami postsocjalistycznymi występują pewne podobieństwa wynikające z funkcjonowania w zbliżonych realiach.

Wyniki, pokazane na wykresie 5 w formie dendrogramu, wskazują na podział większości państw związany z formalną przynależnością do UE w późniejszym czasie. Ze względu na ponowne pojawienie się zbliżonego podziału istotność różnic w rozkładzie współczynnika Giniego między krajami, które dołączyły do unijnej wspólnoty, a tymi, które nie zostały jej członkami, została dodatkowo potwierdzona testem nieparametrycznym Manna–Whitneya, którego wynik wskazuje na statystycznie istotny poziom wartości p, niższej niż 0,001, przy alfa 0,05, co pozwala na odrzucenie hipotezy bazowej.

Otrzymany podział państw według skupień wraz z analizą tendencji rozwojowych współczynnika Giniego pozwolił na wskazanie relacji między wybranymi warunkami wstępnymi dla dalszego rozwoju nierówności dochodowych w krajach postsocjalistycznych. Aby jednak to potwierdzić, oszacowano model regresji przekrojowej [Jagannathan, Wang, 1998] dla wartości współczynnika Giniego w 2019 r. jako funkcji warunków początkowych. Wyniki estymacji przedstawia tabela 1.

Tabela 1. Wyniki oszacowania regresji współczynnika Giniego w 2019 r. jako funkcji warunków wstępnych transformacji z efektami statymi

Zmienna objaśniająca	Współczynnik regresji
C	32,07*** (4,894)
Liczba lat funkcjonowania w systemie komunistycznym	-0,24* (0,086)
Przynależność do ZSRR (zmienna binarna)	12,16** (2,709)
Poziom posiadanych zasobów naturalnych	-4,89** (0,001)
Niezależność instytucji państwowych	3,67* (1,379)
PKB per capita	-2,3* (1,626)
Wzrost gospodarczy	-0,21 (0,099)
Odległość w kilometrach od Brukseli	0,003 (0,926)
Liczba obserwacji	17
R-kwadrat	0,81
Statystyka F	5,561*

Uwaga: wartości PKB per capita zostały zlogarytmowane, a następnie zunitaryzowane, wartości wzrostu gospodarczego zostały podniesione do kwadratu, a zmienna związana z lokalizacją została w modelu pominięta (z powodu współliniowości). W nawiasach podano błąd standardowy; istotność statystyczna: *** 0 / ** < 0,001/ * < 0,05/. < 0,1.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki estymacji modelu regresji dla współczynnika Giniego pozwoliły na potwierdzenie hipotezy wskazującej na istnienie od początku transformacji gospodarczej jej warunków wstępnych, w których przypadku istnieje asocjacja z późniejszym poziomem nierówności dochodowych w krajach postsocjalistycznych. Badanie potwierdziło również, że od początku istniał wyraźny podział na dwie grupy państw – zbliżonych pod względem warunków wstępnych oraz tendencji rozwojowych badanego wskaźnika.

Źródła danych i metody

W badaniu dla całego okresu 1991–2019 jako zmienną objaśnianą również przyjęto wartości współczynnika Giniego z bazy The Standardized World Income Inequality Database, obliczane na koniec każdego roku. Zmienne objaśniające to: realny PKB per capita PPP wyrażony w dolarach międzynarodowych, indeks wolności⁵, procentowy poziom bezrobocia, odsetek siły roboczej w społeczeństwie, procentowy udział kobiet w ogólnej liczbie zatrudnionych, indeks globalizacji⁶, przynależność do UE, BIZ, oczekiwana liczba lat edukacji,

⁵ Dane pochodzą z raportów Freedom in the World, tworzonych przez Freedom House.

⁶ Wykorzystywane w artykule dane z KOF Globalisation Index dostarczają informacji na temat poziomu zglobalizowania poszczególnych gospodarek w danym roku.

oczekiwana liczba lat życia, przychody z podatków wyrażone jako procent PKB, poziom finansjalizacji⁷ oraz wysokość podatku CIT. Źródło danych stanowiły zasoby Banku Światowego, Organizacji Narodów Zjednoczonych (UNU-WIDER oraz UNCTADSTAT), IMF (Financial Development Index Database), Human Development Reports, KOF Swiss Economic Institute, Freedom House, Tax Foundation oraz Maddison Project Database 2020. W tabeli 2 przedstawiono podstawowe statystyki poszczególnych zmiennych dla wszystkich obserwacji.

Tabela 2. Statystyki opisowe badanych determinant nierówności dochodowych (1991–2019)

Liczba obserwacji $n = 493$	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum	Zakres zmienności
Współczynnik Giniego (0–100)	29,98	4,65	17,6	39,8	22,2
Bezrobocie (0–100)	9,38	4,21	0,6	24,4	23,8
PKB per capita (w USD)	15 080,9	6 998,1	2 949,9	30 748,5	27 798,6
Odsetek kobiet w sile roboczej (0–100)	51,16	5,7	35,51	65,74	30,23
Przychód z podatków (0–100)	30,5	6,68	11,34	47,11	35,8
Oczekiwana liczba lat edukacji	13,88	1,75	10,2	17,6	7,4
BIZ (w mln USD)	4 004,7	10 345,4	-64 832,1	75 107,8	139 939,8
Oczekiwana liczba lat życia	72,1	3,74	63,2	81,2	18
Siła robocza (0–100)	68,26	6,17	43,72	79,12	35,4
Indeks globalizacji (0–100)	65,97	13,16	25,87	85,36	59,5
Indeks finansjalizacji (0–100)	28,36	13,66	0	57,78	57,78
Wielkość populacji (w mln osób)	19,5	34	0,622	148,7	148,1
Wysokość podatku CIT (0–100)	22,32	9,63	0	45	45
Przynależność do UE – zmienna binarna	–	–	0	1	1
Indeks wolności (zmienna kategoriowa – wartości: 0, 1, 2)	–	–	0	1	1

Źródło: opracowanie własne.

Model regresji panelowej oszacowano zarówno na pełnej próbie państw, jak i z podziałem według ich późniejszej przynależności do UE zgodnie z wynikami opisanymi we wcześniejszych sekcjach. Wykorzystano regresję panelową z efektami stałymi oraz losowymi [Ishimaru, 2022].

W celu poszerzenia analizy o dodatkowe zależności między zmiennymi zastosowano metodę drzewa regresyjnego na podstawie algorytmu CART (*classification and regression tree*)⁸ [Hastie, Tibshirani, Friedman, 2009; Podgorelec i in., 2002]. Pozwoliło to na identyfikację najważniejszych zmiennych i wzorców współwystępowania ich przedziałów w danych. Metoda ta stanowi komplementarne rozszerzenie wyników analizy regresji (zwłaszcza z efektami stałymi), dostarczającej informacji dotyczących zmienności wewnątrz grupy. Drzewo regresyjne wprowadza dodatkową warstwę analizy i pozwala na uszczegółowione zbadanie zależności całkowitej (zarówno wewnątrz-, jak i międzygrupowej) zmienności współczynnika Giniego. Ponieważ zmienność międzygrupowa jest większa od wewnątrzgrupowej, analiza CART została skupiona właśnie na niej. W celu redukcji nadmiernego dopasowywania drzewa do danych wejściowych wykorzystano proces przycinania, wprowadzając miarę zanieczyszczenia opartą na błędzie średniokwadratowym (MSE), przez co zmaksymalizowano jednorodność tworzonych węzłów. Aby uzyskać lepsze dopasowanie modelu, dane zostały podzielone na grupę uczącą i testową, a poprawność modelu została dodatkowo potwierdzona przez pięciokrotną walidację krzyżową. Na tym etapie dane panelowe nie były dzielone na dodatkowe podgrupy.

⁷ Wskaźnik finansjalizacji opracowany przez IMF mierzy stopień, w jakim gospodarka danego kraju jest uzależniona od sektora finansowego. Jest obliczany na podstawie następujących składników: depozyty bankowe w stosunku do PKB, kredyt bankowy w stosunku do PKB, wartość rynkowa akcji oraz obligacji w stosunku do PKB. International Monetary Fund, 2023: 15.

⁸ W procesie budowy drzewa CART algorytm rekurencyjnego podziału zbioru danych jest wykorzystywany do minimalizacji wariancji wewnątrzgrupowej (wewnątrz węzłów), co prowadzi do tworzenia hierarchicznej struktury. Drzewo jest budowane przez iteracyjny podział zbioru danych na podstawie najlepszej zmiennej podziału oraz odpowiedniego punktu podziału, które minimalizują zanieczyszczenie węzłów podrzędnych.

Wyniki

Na podstawie wyników estymacji trzech modeli regresji panelowej (tabela 3) określono zmienne objaśniające istotnie powiązane z wartościami współczynnika Giniego w trzech grupach państw – grupa główna, czyli wszystkie badane państwa postsocjalistyczne łącznie, oraz dwie podgrupy państw, podzielonych pod względem przynależności w późniejszym czasie do UE. Wyniki wskazują na lepsze dopasowanie modeli z efektami stałymi niż losowymi. Dotyczy to wszystkich trzech grup, przy czym model regresji panelowej jest najlepiej dopasowany w przypadku państw EŚW. Statystycznie istotne okazały się zmienne związane z ogólnymi warunkami gospodarczymi, rynkiem pracy, rozwojem społecznym oraz finansowym, wielkością społeczeństwa i globalizacją, jednak kierunek i siła związku poszczególnych determinant są zróżnicowane między modelami.

W modelu dla wszystkich badanych państw statystycznie istotne zmienne to PKB, odsetek kobiet w sile roboczej, oczekiwana długość życia, indeks finansjalizacji, wysokość podatku CIT, przynależność do UE oraz indeks wolności. Współczynnik Giniego państwa członkowskiego byłby wyższy o ok. 2,3 (przy współczynniku Giniego przyjmującym wartości z zakresu 0–100) w porównaniu z krajami nienależącymi do struktur unijnych przy identycznych wartościach wszystkich pozostałych zmiennych. Podobną zależnością charakteryzuje się indeks wolności, przyjmujący wartości 0, 1 lub 2. W zależności od tego, czy państwo jest sklasyfikowane jako niebędące wolnym (0), będące częściowo wolne (1) lub w pełni wolne (2), występuje relacja zwiększająca współczynnik Giniego o prawie 0,5 lub 1 w stosunku do państwa, które nie jest wolne. Obie zmienne są związane z większymi możliwościami zarobkowymi dla większej części obywateli, czego wyniki niekoniecznie rozkładają się równo w społeczeństwie. Wynik ten jest zgodny z wynikami badań [Fehl i Freistein \[2020\]](#), wskazującymi, że przynależność do struktur międzynarodowych zwiększa nierówności dochodowe. Indeks globalizacji ma negatywny związek z wartością współczynnika Giniego. Jak wskazują [Asteriou, Dimelis i Moudatsou \[2013\]](#) oraz [McLean-Shinaman \[2016\]](#), otwartość handlowa, z którą wiąże się globalizacja, może wyrównywać dochody w społeczeństwie.

Analiza regresji dla państw unijnych wykazała pozytywną relację między wysokością bezrobocia a współczynnikiem Giniego. Wyższe bezrobocie wiąże się z otrzymywaniem niskich dochodów lub nieotrzymywaniem ich wcale przez relatywnie większą część społeczeństwa niż w przypadku, gdy stopa bezrobocia pozostaje niska. Zależność ta jest zgodna z wnioskami [Hayrullahoglu i Tuzuna \[2020\]](#), chociaż w przypadku badanych państw obserwuje się słabszy związek w porównaniu z badaniami autorów przeprowadzonymi na grupie państw OECD. Jest to spójne z wynikami [Halmos \[2011\]](#) dla państw EŚW⁹. Dodatnią relację ze współczynnikiem Giniego obserwuje się również dla: siły roboczej, członkostwa w Unii oraz oczekiwanej liczby lat edukacji. Ekspansja edukacji ma negatywny wpływ na równość dystrybucji dochodowej [[Makhlouf, Lalley, 2023](#)], która może występować tym bardziej w przypadku państw rozwijających się [[Coady, Dizioli, 2017](#)] (czego przykładem były kraje postsocjalistyczne, w których wystąpiła renta edukacyjna; [Woessmann \[2015\]](#)). Dodatnia relacja z większą równością dochodową została zaobserwowana w przypadku innej zmiennej związanej z rozwojem społecznym, mianowicie – oczekiwaną długością życia. [De Vogli i in. \[2005\]](#) twierdzą, że istnieje korelacja między krótszą długością życia a niższymi nierównościami. Dodatkowo wyższy odsetek kobiet wśród siły roboczej jest powiązany z niższymi nierównościami dochodowymi [[Azzollini, Breen, Nolan, 2023](#)]. Wysokość podatku CIT również cechuje negatywny związek ze współczynnikiem Giniego [[Coady, de Mooij, Shang, 2015](#)]. Zaskakujący jest ujemny związek nierówności dochodowych z wielkością populacji. W przypadku badanej grupy największe wielkości społeczeństw były obserwowane na początku transformacji, a zmniejszanie się populacji współwystępowało z negatywnymi zmianami demograficznymi, takimi jak starzenie się społeczeństwa.

W kontekście państw postradzieckich w modelu z efektami stałymi nie zaobserwowano statystycznie istotnej relacji współczynnika Giniego z determinantami związanymi ze wskaźnikiem HDI, a w przypadku trzech

⁹ Kraje o najwyższym PKB w jego próbie charakteryzowały się relatywnie niższymi nierównościami, co jest również widoczne między podgrupami przyjętymi w niniejszym badaniu.

zmiennych, tj. bezrobocia, odsetka kobiet w sile roboczej oraz wysokości PKB, relacja była odwrotna niż w krajach unijnych. Związek z odsetkiem kobiet w sile roboczej może znajdować uzasadnienie w badaniach **Alfani i in.** [2021], które wskazały, że wyższa partycypacja kobiet może pogłębiać nierówności, gdy wzrost udziału w rynku pracy wiąże się ze stanowiskami powiązаныmi z niższymi decylami dochodowymi. Z kolei wyjaśnienie wyrównującego dochody charakteru rosnącego PKB per capita przedstawiają **Dollar i Kraay** [2013], według których wzrost gospodarczy przynosi nieproporcjonalnie duże zyski w najniższych kwintylach. Jak wskazali **Halmos** [2011] oraz **Bandelj i Mahutga** [2010], istnieje pozytywna relacja pomiędzy nierównościami dochodowymi a BIZ, co zostało także potwierdzone w badaniu; podobnie jak kierunek związku z indeksem finansjalizacji, który jest zgodny z dominującymi teoriami (por. [Asteriou, Dimelis, Moudatsou, 2013]).

Tabela 3. Wyniki oszacowania modelu regresji panelowej z podziałem na podgrupy państw postsocjalistycznych

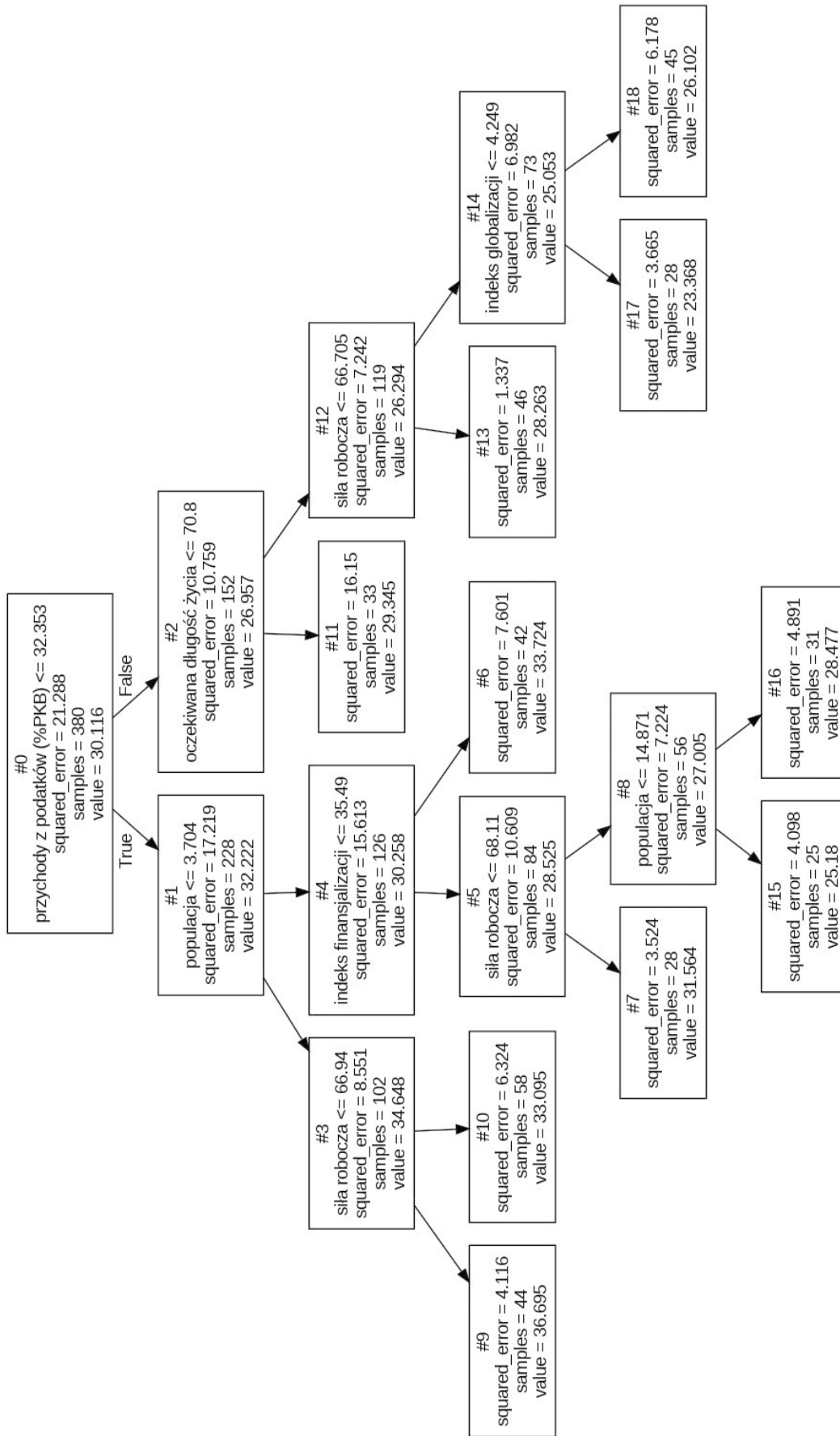
Efekty	Wszystkie państwa		Państwa UE		Byłe republiki radzieckie	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
C		70,42*** (8,228)		78,30*** (15,098)		56,52*** (16,028)
Bezrobocie	0,017 (0,023)	-0,011 (0,025)	0,069* (0,028)	0,067* (0,033)	-0,069* (0,033)	-0,002 (0,06)
BIZ	0,041 (0,076)	0,047 (0,084)	-0,010 (0,078)	-0,034 (0,095)	0,318* (0,127)	0,751*** (1,192)
(log) ¹⁰ PKB per capita	2,034*** (0,589)	0,377 (0,589)	1,99* (0,914)	2,635** (0,957)	-3,403*** (0,939)	-4,212*** (1,192)
Odsetek kobiet w sile roboczej	-0,372*** (0,053)	-0,257*** (0,055)	-0,315*** (0,054)	-0,307*** (0,062)	0,349* (0,144)	0,386** (0,137)
Przychody z podatków	-0,035 (0,018)	-0,053** (0,020)	-0,043 (0,031)	-0,047 (0,035)	-0,023 (0,022)	-0,034 (0,137)
Oczekiwana liczba lat edukacji	0,095 (0,129)	0,092 (0,140)	0,307* (0,143)	0,11 (0,160)	-0,142 (0,293)	-1,457*** (0,44)
Oczekiwana długość życia	-0,424*** (0,076)	-0,521*** (0,077)	-0,716*** (0,108)	-1,001*** (0,116)	-0,034 (0,113)	0,400* (0,156)
Siła robocza	0,435*** (0,573)	0,271*** (0,059)	0,275*** (0,070)	0,269*** (0,079)	-0,146 (0,134)	-0,225. (0,137)
(log) indeks globalizacji	-1,467 (1,248)	-3,952** (1,294)	-5,261* (2,213)	-2,09 (2,462)	-4,245* (0,133)	-1,798 (3,081)
(log) indeks finansjalizacji	0,371*** (0,139)	0,397* (0,154)	-0,103 (0,192)	0,169 (0,229)	0,781*** (0,18)	1,316*** (0,332)
CIT	-0,041*** (0,009)	-0,343*** (0,010)	-0,028** (0,010)	-0,031** (0,013)	0,021 (0,017)	0,031 (0,028)
(log) populacja	-0,722 (0,702)	-0,455 (0,346)	-14,699*** (1,893)	-0,623 (0,470)	0,914 (0,674)	0,787 (0,498)
Indeks wolności	0,488* (0,217)	0,528* (0,239)	0,086 (0,314)	0,022 (0,376)	0,506 (0,353)	0,555 (0,642)
Członkostwo w UE	2,321*** (0,282)	2,185*** (0,307)	0,869* (0,353)	1,117** (0,424)		
Liczba obserwacji	493	493	319	319	174	174
R ²	0,64	0,58	0,79	0,7	0,77	0,61
Statystyka F, p-value	18,47***		23,33***		9,989***	
Wariancja między grupami		6,488		2,578		0,749
Wariancja wewnątrz grupy		3,458		2,021		4,06

FE – model ze stałymi efektami, RE – model ze zmiennymi efektami; w nawiasach podano błąd standardowy; istotność statystyczna: *** 0 / ** < 0,001/ * < 0,05/ . < 0,1

Źródło: opracowanie własne.

¹⁰ Część zmiennych została zlogarytmowana na podstawie kryterium interpretacyjnego lub w przypadku dużej zmienności w danych.

Wykres 6. Drzewo regresyjne zbudowane za pomocą algorytmu CART

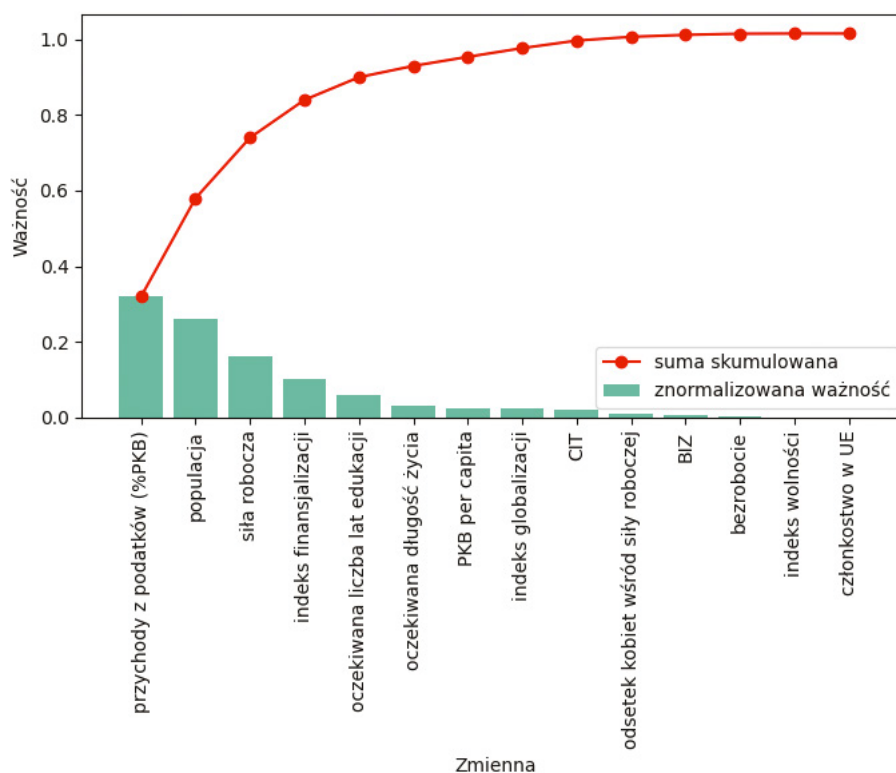


Źródło: opracowanie własne.

Budowa drzewa regresyjnego pozwoliła na dodatkowe, komplementarne badanie zróżnicowania między państwami, skupione na zależności pomiędzy osiąganą wysokością współczynnika Giniego a występującymi warunkami wskazywanymi przez wcześniej przedstawione zmienne. Na wykresie 6 przedstawiono wyniki analizy z wykorzystaniem algorytmu CART – ukazano węzły z warunkami podziału próby oraz średnie otrzymywane wartości współczynnika Giniego w zakwalifikowanych w danym węźle lub liściu obserwacjach, gdy populacja spełnia dany warunek (lewa strona każdego węzła) lub go nie spełnia (prawa strona każdego węzła). Ogólne dopasowanie drzewa jest dobre (R -kwadrat = 0,73). Aby przeciwdziałać nadmiernemu dopasowaniu drzewa do danych, zastosowano tzw. *pruning* (przycinanie) poprzez wykorzystanie hiperparametrów określających maksymalną liczbę poziomów w drzewie, minimalną liczbę próbek, które muszą znajdować się w jego liściu, oraz maksymalną liczbę węzłów końcowych. Ostatecznie po zastosowaniu procedury określającej optymalność drzewa nie stwierdzono problemu przeuczenia lub niedouczenia.

Na podstawie kolejności przyjmowanych warunków można wskazać, które czynniki zostały uznane przez algorytm za najważniejsze z perspektywy jednolitego podziału obserwacji w węzłach drzewa, a dokładne wyniki pod względem ważności (tj. jak bardzo dana zmienna przyczynia się do budowy drzewa regresyjnego – wyższa wartość ważności wskazuje na większy wpływ danej zmiennej na model) oraz jej skumulowane sumy zostały przedstawione na wykresie 7 i w tabeli 4.

Wykres 7. Ważność oraz suma skumulowana poszczególnych zmiennych przy budowie drzewa regresyjnego za pomocą algorytmu CART



Źródło: opracowanie własne.

Jako najważniejsze zmienne zostały przyjęte: przychody z podatków, wielkość populacji oraz siła robocza, indeks finansjalizacji i oczekiwana liczba lat edukacji. Pierwszy z czynników, który nie został zakwalifikowany jako istotny w regresji z efektami stałymi, cechuje się silnym uzasadnieniem teoretycznym, ponieważ przychody z podatków bezpośrednio i pośrednio wpływają na redystrybucję wyrównującą dochód rozporządzalny między gospodarstwami domowymi [Alves, 2019; Diamond, Saez, 2011]. Dodatkowo grupy państw, które charakteryzowały się wyższymi udziałami podatków w PKB (w przypadku analizowanego drzewa regresyjnego

były to dochody powyżej 33,35% PKB), odnotowały średnio niższe wartości współczynnika Giniego, niezależnie od pozostałych zmiennych, potwierdzając zależność wykazaną w badaniu [Hayrullahoglu i Tuzana \[2020\]](#).

Drzewo regresyjne pozwala na dodatkową analizę współwystępowania poziomów wybranych zmiennych. Najniższe wartości współczynnika Giniego (23,37) wystąpiły w przypadku równoczesnych przychodów z podatków powyżej 32,35% PKB, oczekiwanej liczby lat życia przekraczającej 70,8 roku, wysokości siły roboczej powyżej 66,71% oraz indeksu globalizacji równego maksymalnie 4,25. Natomiast najwyższe nierówności (36,7) wiązały się ze współwystępowaniem przychodów z podatków nie wyższych niż 32,35% PKB, populacją do 3,7 mln osób, siłą roboczą równą maksymalnie 66,9%.

Ważnym wnioskiem płynącym z analizy drzewa regresyjnego jest istota współwystępowania zróżnicowanych obszarów wiążących się z wysokością nierówności, ponieważ pojedyncza zmienna nie determinuje ostatecznego poziomu nierówności, czego przykładem są grupy państw zakwalifikowane do węzłów 9 oraz 16. Mimo że wszystkie charakteryzują się poziomem przychodów z podatków nie wyższym niż 32,35% PKB, to różnica wysokości nierówności dochodowych między nimi przewyższa 8 pkt proc., czego wynikiem są różnice w poziomach pozostałych determinant.

Tabela 4. Ważność oraz suma skumulowana poszczególnych zmiennych przy budowie drzewa regresyjnego (algorytm CART)

Zmienna	Ważność	Suma skumulowana
Przychody z podatków (% PKB)	0,32	0,32
Populacja	0,26	0,58
Siła robocza	0,16	0,74
Indeks finansjalizacji	0,1	0,84
Oczekiwana liczba lat edukacji	0,06	0,89
Oczekiwana długość życia	0,03	0,93
PKB per capita	0,02	0,95
Indeks globalizacji	0,02	0,97
CIT	0,02	0,98
Odsetek kobiet wśród siły roboczej	0,01	0,99
BIZ	0,005	0,99
Bezrobocie	0,003	1
Indeks wolności	0,0005	1
Członkostwo w UE	0	1

Źródło: opracowanie własne.

Wnioski

W artykule zostały przeanalizowane wybrane determinanty nierówności dochodowych w krajach post-socjalistycznych związane z postępującymi zmianami gospodarczymi i społecznymi. Dotyczyły one ogólnych warunków gospodarczych, rynku pracy, otwartości gospodarki, jakości życia i sytuacji finansowej w wybranych państwach. Badanie obejmowało lata 1991–2019, a jego celem było określenie zależności między warunkami transformacji gospodarczej a rozwojem nierówności dochodowych w wybranej grupie oraz zależności między wybranymi zmiennymi a wysokością współczynnika Giniego. Pod względem ilościowym zostały wykorzystane narzędzia z zakresu statystyki, regresji przekrojowej i panelowej oraz uczenia maszynowego w formie drzewa regresyjnego wykorzystującego algorytm CART.

Analiza zmienności współczynnika Giniego w czasie pozwoliła zidentyfikować dwie zróżnicowane grupy, charakteryzujące się wewnątrzgrupowo zbliżonymi tendencjami rozwoju nierówności dochodowych. Pierwsza grupa obejmowała kraje EŚW, które w późniejszym czasie przystąpiły do UE (Bułgaria, Czechy, Chorwacja, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Rumunia, Słowacja, Słowenia i Węgry), druga – państwa, które były wcześniej

częścią ZSRR i nie wstąpiły do UE (Armenia, Białoruś, Kazachstan, Mołdawia, Rosja i Ukraina). Obie wskazane grupy doświadczyły znacznego wzrostu współczynnika Giniego, ale tempo i zasięg wskazanych zmian były istotnie między nimi zróżnicowane. Późniejsze kraje Unii rozpoczęły transformację z niższymi początkowymi poziomami nierówności dochodowych, a ich wzrost chociaż był wysoki, to stosunkowo łagodny i rozłożony na wiele lat. Natomiast państwa należące wcześniej do ZSRR (z wykluczeniem przyszłych państw UE) rozpoczęły transformację z wyższymi wartościami współczynnika Giniego, a jego wzrost był bardziej intensywny i dotkliwy dla społeczeństwa. Na podstawie klasyfikacji państw pod względem warunków wstępnych transformacji gospodarczej dokonanej z wykorzystaniem hierarchicznej analizy skupień metodą Warda wykazano, że istnieje korelacja między stworzonymi klastrami a wskazanymi grupami w podziale ze względu na tendencje rozwojowe nierówności dochodowych w czasie. Ponadto przeprowadzenie regresji przekrojowej pozwoliło na potwierdzenie związku między warunkami wstępnymi transformacji a wysokością współczynnika Giniego w 2019 r.

W badaniu przeprowadzono również analizę regresji panelowej, która umożliwiła identyfikację istotnych determinant wartości współczynnika Giniego, oraz analizę drzewa regresyjnego z algorytmem CART, która pozwoliła na pogłębienie zależności między zakresami badanych zmiennych i uśrednionymi poziomami nierówności dochodowych. Wyniki regresji wskazały na statystyczną istotność zmiennych związanych z rynkiem pracy, otwartością gospodarek, sytuacją gospodarczą, rozwojem społecznym i finansowym transformujących się państw. Kierunek i siła wpływu poszczególnych zmiennych niejednokrotnie różniły się między krajami pod względem ich przynależności do UE, co wynikało ze zróżnicowanych ścieżek rozwoju państw w badanym okresie. Wyniki analizy przeprowadzonej za pomocą drzewa regresyjnego wskazały na dużą wagę poziomu przychodów z podatków dla uśrednionych wartości współczynnika Giniego i zobrazowały, jak istotna w kontekście działań podejmowanych na rzecz równiejszej dystrybucji dochodów jest wieloobszarowość.

Bibliografia

- Acemoglu D., Robinson J. A. [2014], *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*, Crown Business, New York.
- Alfani F., Clementi F., Fabiani M., Molini V., Valentini E. [2021], Does Gender Equality in Labor Participation Bring Real Equality Evidence from Developed and Developing Countries. *Policy Research working paper, no. WPS 9639 Washington, D.C.: World Bank Group*, <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/f1304cac-b270-5b53-a068-47562c9f05bf> (dostęp: 10.09.2023).
- Alves J. [2019], The impact of tax structure on investment: an empirical assessment for OECD countries, *Public Sector Economics*, 43(3): 291–209, <https://doi.org/10.3326/pse.43.3.4>.
- Asteriou D., Dimelis S., Moudatsou A. [2013], Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries, *Economic Modelling*, 36: 592–599, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.051>.
- Atif S.M., Srivastav M., Sauytbekova M., Arachchige U.K. [2012], *Globalization and Income Inequality: A Panel Data Analysis of 68 Countries*, MPRA Paper No. 42177, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/41376> (dostęp: 12.10.2023).
- Atkinson A. B. [2015], *Inequality: What can be done?*, Harvard University Press, London.
- Atkinson A. B., Piketty T. [2010], *Top incomes: A global perspective*, Oxford University Press, Paris.
- Azzollini L., Breen R., Nolan B. [2023], Demographic behaviour and earnings inequality across OECD countries, *The Journal of Economic Inequality*, 21: 441–461, <https://doi.org/10.1007/s10888-022-09559-1>.
- Bandelj N., Mahutga M. C. [2010], How Socio-Economic Change Shapes Income Inequality in Post-Socialist Europe, *Social Forces*, 88(5): 2133–2161, <https://doi.org/10.1353/sof.2010.0042>.
- Berg A., Ostry J.D. [2017], *Inequality and unsustainable growth: Two sides of the same coin?*, International Monetary Fund, <https://doi.org/10.1007/s10797-023-09782-0>.
- Bises B., Blouse F., Sciala A. [2023], Labor share as an “automatic stabilizer” of income inequality, *International Tax and Public Finance*, <https://doi.org/10.1007/s10797-023-09782-0>.
- Bittencourt M., Chang Sh., Gupta R., Miller S.M. [2019], Does financial development affect income inequality in the U.S. States?, *Journal of Policy Modeling*, 41(6): 1043–1056, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.07.008>.
- Brzeziński M. [2019], Income inequality and the Great Recession in Central and Eastern Europe, *Economic Systems*, 42(2): 219–247, <https://doi.org/10.1111/er.12397>.

- Brzeziński M., Salach K. [2020], *Why Wealth Inequality Differs Between Post-Socialist Countries?*, Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw Working Papers No. 2020 (14), <https://ideas.repec.org/p/war/wpaper/2020-14.html> (dostęp: 20.05.2023).
- Brzeziński M., Salach K. [2022], Determinants of inequality in transition countries, *IZA World of Labor*, 496, <https://doi.org/10.15185/izawol.496>.
- Bukowski P., Novokmet F. [2017], *Top Incomes during Wars, Communism and Capitalism: Poland 1892–2015*, WID. PSE Working Papers halshs-02797835, HAL.
- Bukowski P., Novokmet F. [2021], Between Communism and Capitalism: Long-Term Inequality in Poland, 1892–2015, *Journal of Economic Growth*, 26 (2): 187–239, <https://doi.org/10.1007/s10887-021-09190-1>.
- Bourguignon F. [2018], Inequality Between Nations, w: *The New Palgrave Dictionary of Economics*: 6404–6410, Palgrave Macmillan, London, https://doi.org/10.1057/978-1-349-95189-5_931.
- Chetty R., Stepner M., Abraham S., MPhl S. L., Scuderi B., Turner N., Bergeron A., Cutler D. [2016], The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014, *National Library of Medicine*, 328: 1750–1766, <https://doi.org/10.1001/jama.2016.4226>.
- Coady D., Dizioli A. [2017], *Income Inequality and Education Revisited: Persistence, Endogeneity, and Heterogeneity*, IMF Working Paper No. 126, <https://doi.org/10.5089/9781475595741.001>.
- Coady D., Mooij R. de, Shang B. [2015], *Inequality and Fiscal Redistribution in Advanced Economies. In Inequality and Fiscal Policy. USA*, International Monetary Fund, <https://doi.org/10.5089/9781513567754.071.ch003>.
- Cobham A., Schlögl L., Sumner A. [2016], Inequality and the Tails: the Palma Proposition and Ratio, *Global Policy*, 7 (1), <https://doi.org/10.1111/1758-5899.12320>.
- Cysne R. P. [2009], On the Positive Correlation between Income Inequality and Unemployment, *The Review of Economics and Statistics*, 91 (1): 218–226.
- De Vogli R., Mistry R., Gnesotto R., Cornia G. A. [2005], Has the relation between income inequality and life expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialised countries, *Epidemiology & Community Health*, 59 (2): 158–162, <https://doi.org/10.1136/jech.2004.020651>.
- Diamond P., Saez E. [2011], The Case for a Progressive Tax: From Basic Research to Policy Recommendations, *Journal of Economic Perspectives*, 23 (4): 165–190, <https://doi.org/10.1257/jep.25.4.165>.
- Dollar D., Kraay A. [2013], *Growth is Good for the Poor*, Policy Research Working Papers, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2587>.
- Erauskin I. [2020], The labor share and income inequality: some empirical evidence for the period 1990–2015, *Applied Economic Analysis*, 28(84): 173–195, <https://doi.org/10.1108/AEA-04-2020-0028>.
- Fehl C., Freistein K. [2020], Organising Global Stratification: How International Organisations (Re)Produce Inequalities in International Society, *Global Society*, 34 (3): 1–19, <https://doi.org/10.1080/13600826.2020.1739627>.
- Gale W. G., Kearney M. S., Orszag P. R. [2015], *Would a significant increase in the top income tax rate substantially alter income inequality?*, Economic Studies – Brookings Institution.
- Guerin [2013], *Demography and Inequality: How Europe's changing population will impact on income inequality*, RAND Corporation, <https://policycommons.net/artifacts/4834999/demography-inequality/5671698/> (dostęp: 2.10.2023).
- Halmos K. [2011], The Effect of FDI, Exports and GDP on Income, *Acta Polytechnica Hungarica*, 8 (1): 123–136.
- Hastie T., Tibshirani R., Friedman J. H. [2009], *The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction*, t. 2, Springer, New York.
- Hayrullahoglu B., Tuzun O. [2020], The Effect of Taxes on Income Distribution: an analysis for Turkey and other selected OECD countries, *Journal of Economics, Business & Organisation Research*: 413–426.
- International Monetary Fund [2023], *Global Financial Stability Report 2023*.
- Ishimaru S. [2022], *What Do We Get from Two-Way Fixed Effects Regressions? Implications from Numerical Equivalence*, Papers No. 2103.12374, arXiv.org.
- Jagannathan W., Wang Z. [1998], An asymptotic theory for estimating beta-pricing models using cross-sectional regression, *The Journal of Finance*, 58 (4): 1285–1309.
- Joumard I., Pisu M., Bloch D. [2012], Tackling income inequality: The role of taxes and transfers, *Economic Studies*, 2012 (1): 37–70, http://dx.doi.org/10.1787/eeco_studies-2012-5k95xd61651t.
- Kuznets S. [1995], Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, 45 (1): 1–28.
- Lee J.-W., Lee H. [2018], Human capital and income inequality, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23 (4): 1–28, <https://doi.org/10.1080/13547860.2018.1515002>.

- MacQueen J. [1967], Some methods for classification and analysis of multivariate observations, w: Le Cam L. M., Neyman J., *Proceedings of the 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*: 281–297, Proceedings of the Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability held at the Statistical Laboratory, University of California, Berkeley.
- Magda I., Gromadzki J., Moriconi S. [2021], Firms and wage inequality in Central and Eastern Europe, *Journal of Comparative Economics*, 49(2): 499–552, <https://doi.org/10.1016/j.jce.2020.08.002>.
- Makhlouf Y., Lally Ch. [2023], Education Expansion, Income Inequality and Structural Transformation: Evidence From OECD Countries, *Social Indicators Research*, 169: 255–281, <https://doi.org/10.1007/s11205-023-03161-2>.
- McLean-Shinaman D. [2016], A Panel Data Analysis on Globalization and Income Inequality, *Empirical Economic Bulletin*, 9: 71–87.
- Melo M. de, Denizer C., Gelb A., Tenev S. [2001], Circumstance and choice: The role of initial conditions and policies in transition economies, *The World Bank Economic Review*, 1: 1–31, <http://hdl.handle.net/10986/17217> (dostęp: 15.01.2023).
- Milanovic B. [1999], Explaining the increase in inequality during transition, *Economics of Transition*, 7(2): 299–341, <https://doi.org/10.1111/1468-0351.00027>.
- Milanovic B. [2001], *Inequality during the transition: Why did it increase? A decade of transition*, International Monetary Fund.
- Murtagh F., Legendre P. [2011], Ward's Hierarchical Clustering Method: Clustering Criterion and Agglomerative Algorithm, *Journal of Classification*, 31(3): 274–295, <https://doi.org/10.1007/s00357-014-9161-z>.
- Nettle D., Dickins T. [2022], Why is greater income inequality associated with lower life satisfaction and poorer health? Evidence from the European Quality of Life Survey, 2012, *The Social Science Journal*, 1–12, <https://doi.org/10.1080/03623319.2022.2117888>.
- Novokmet F., Piketty T., Yang L., Zucman G. [2019], *From Communism to Capitalism: Private Versus Public Property and Inequality in China and Russia*, AEA Papers and Proceedings No. 108, <https://doi.org/10.1257/pandp.20181074>.
- Piketty T. [2014], *Capital in the Twenty-First Century*, The Belknap of Harvard University Press, Paris.
- Piketty T., Saez E. [2014], Inequality in the long run, *Science*, 344(6186): 838–843, <https://doi.org/10.1126/science.1251936>.
- Podgorelec V., Kokol P., Stiglic B., Rozman I. [2002], Decision trees: an overview and their use in medicine, *J Med Syst*, 26(5): 445–463, doi: 10.1023/a:1016409317640.
- Rousseeuw P.J. [1987], Silhouettes: a Graphical Aid to the Interpretation and Validation of Cluster Analysis, *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 20: 53–65, [https://doi.org/10.1016/0377-0427\(87\)90125-7](https://doi.org/10.1016/0377-0427(87)90125-7).
- Sala-i-Martin X. [1994], Cross-sectional regressions and the empirics of economic growth, *European Economic Review*, 38(3–4): 739–747, [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90109-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90109-0).
- Sen A.K. [1994], Well-being, capability and public policy, *Giornale Degli Economisti e Annali Di Economia*, 53(7): 333–347.
- Stiglitz J.E. [2012], *The price of inequality: How today's divided society endangers our future*, WW Norton & Company, New York.
- Stiglitz J. [2015], Inequality and economic growth, *The Political Quarterly*, 86(S1): 134–155, <https://doi.org/10.1111/1467-923X.12237>.
- Suriyanrattakor S., Chan C.-L. [2022], Does life satisfaction vary with income inequality and social mobility?, *Social Sciences & Humanities Open*, 6(1): 1–10, <https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2022.100326>.
- Szulc A. [2006], Poverty in Poland during the 1990s: Are the results robust?, *Review of Income and Wealth*, 52(3): 423–448, <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2006.00197.x>.
- Tomaskovic-Devey D., Lin K.H. [2013], Financialization: Causes, Inequality Consequences, and Policy Implications, *N. C. Banking Institute*, 18(6): 167–194.
- Ward Jr. J.H. [1963], Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function, *Journal of the American Statistical Association*, 58(301): 236–244.
- Weder B., Cornelius P. [1996], *Economic transformation and income distribution: Some evidence from the Baltic countries*, IMF Working Papers No. 014, <https://doi.org/10.5089/9781451843071.001>.
- Wilkinson R., Pickett K. [2010], *The spirit level: Why equality is better for everyone*, Penguin, London.
- Woessmann L. [2015], The economic case for education, *Education Economics*, 24(1): 1–30, <https://doi.org/10.1080/09645292.2015.1059801>.