

*Kamila Sławińska*

Kolegium Analiz Ekonomicznych  
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

*Bartosz Witkowski*

Kolegium Analiz Ekonomicznych  
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

# WYKORZYSTANIE UŚREDNIONYCH MODELI BAYESOWSKICH DO BADANIA CZYNNIKÓW WPŁYWAJĄCYCH NA POZIOM NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH W WYBRANEJ GRUPIE KRAJÓW

## 1. Wstęp

Nierówności dochodowe są obok wzrostu gospodarczego jednym z najczęściej analizowanych przez ekonomistów zjawisk. Szczególnie dużo miejsca w literaturze przedmiotu zajmują opracowania dotyczące zależności między nierównościami dochodowymi a poziomem rozwoju kraju bądź regionu. Nie istnieje jednak jedno stanowisko dotyczące wpływu poziomu nierówności dochodowych na rozwój gospodarczy. Uważa się, że z jednej strony zróżnicowanie dochodów pomiędzy jednostkami w gospodarce jest pożądane, ponieważ wpływa pozytywnie na aktywność gospodarczą, z drugiej zaś – może hamować rozwój ze względu na to, iż kraje charakteryzujące

się dużymi nierównościami dochodowymi są mniej stabilne politycznie i gospodarczo. Wydaje się zatem, że rozstrzygnięcie tej kwestii wymaga wskazania czynników wpływających na poziom nierówności dochodowych oraz przeanalizowania kierunku ich oddziaływania.

Istnieje wiele, niejednokrotnie sprzecznych, teorii, których celem jest określenie czynników mających wpływ na zróżnicowanie dochodów zarówno między państwami, jak i wewnątrz danego kraju. Mnogość potencjalnych czynników wywierających wpływ na poziom nierówności w dochodach prowadzi do rozbieżności w uzyskanych do tej pory wynikach badań, co jest konsekwencją m.in. funkcjonowania różnego zbioru zmiennych objaśniających w konstruowanych modelach. Jedną z metod umożliwiających w jak największym stopniu uniezależnienie uzyskiwanych wniosków od wyboru regresorów jest bayesowskie uśrednianie modeli. Podejście to jest oparte na estymacji szerokiej klasy modeli, bez wyboru *a priori* jednego zbioru zmiennych objaśniających, można więc określić je mianem bardziej „odpornego” w stosunku do podejścia klasycznego.

Celem niniejszego artykułu jest wyodrębnienie głównych czynników wpływających na zróżnicowanie w dochodach w grupie krajów europejskich, w oparciu o dane panelowe. Zaproponowana metoda pozwala dodatkowo na przeprowadzenie bardziej kompleksowej analizy determinant poziomu nierówności dochodowych, z uwagi na większą niż w modelach budowanych typowo liczbę rozważonych czynników.

Artykuł składa się z pięciu części. Druga z nich zawiera omówienie proponowanych w literaturze czynników potencjalnie oddziałujących na kształtowanie się nierówności dochodowych. W części trzeciej przedstawiono krótki opis wykorzystanej w pracy metody bayesowskiego uśredniania oszacowań. Część czwarta ujmuje opis danych oraz wyniki empiryczne, w ostatniej zaś omówiono w sposób syntetyczny uzyskane wyniki i nakreślono dalsze możliwe kierunki badań.

## 2. Pojęcie nierówności dochodowych w literaturze

Przez pojęcie nierówności dochodowych rozumie się sytuację, w której dochody gospodarstw domowych bądź jednostek nie są równomiernie rozłożone pomiędzy nimi: pewne gospodarstwa dysponują większymi dochodami niż pozostałe, a w konsekwencji mogą w większym stopniu korzystać z wytwarzanych w gospodarce dóbr i usług. Najczęściej stosowanym miernikiem poziomu nierówności dochodowych jest współczynnik Giniego. Wartość tego współczynnika jest tym większa, im bardziej nierównomierny jest rozkład dochodów między jednostkami lub gospodarstwami domowymi w gospodarce<sup>1</sup>. Wymieniając czynniki mające na niego wpływ,

---

<sup>1</sup> Wykorzystano definicję Banku Światowego: <http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>.

Kaasa<sup>2</sup> dokonuje podziału determinant nierówności dochodowych na pięć podstawowych grup: a) związane z rozwojem gospodarczym, b) demograficzne, c) polityczne, d) kulturowe i środowiskowe, e) makroekonomiczne. Krótko omówimy poszczególne grupy, wskazując należące do nich czynniki.

Wśród głównych czynników związanych z rozwojem gospodarczym należy wymienić: poziom rozwoju gospodarczego kraju/regionu, wzrost gospodarczy, rozwój technologiczny oraz rozwój struktury gospodarczej. Najbardziej rozpowszechniona jest hipoteza Kuznetsa<sup>3</sup>, dotycząca odwrotnej U-kształtnej zależności pomiędzy poziomem rozwoju gospodarczego kraju a zróżnicowaniem dochodów w społeczeństwie. Zgodnie z tą hipotezą, wraz ze wzrostem rozwoju gospodarczego kraju nierówności dochodowe w początkowej fazie wzrastają, następnie zaś zaczynają maleć. Zmiany w poziomie nierówności w dochodzie pomiędzy jednostkami wynikają ze zmian w strukturze gospodarczej kraju: przechodzenia od gospodarki opartej na rolnictwie do gospodarki uprzemysłowionej i przesuwania się zasobów siły roboczej z sektora rolnictwa do przemysłu. Prezentowane w literaturze wyniki empiryczne są jednak przeciwstawne wobec tej tezy. Część badań, m.in. Barro<sup>4</sup>, potwierdza istnienie odwrotnej U-kształtnej zależności między poziomem rozwoju gospodarczego kraju a poziomem nierówności dochodowych, inne zaś, jak praca Gustafssona i Johanssona<sup>5</sup>, wskazują na brak takiej zależności. Rozbieżne wnioski dotyczą także charakteru oddziaływania na nierówności dochodowe wzrostu gospodarczego. Według Chang i Rama<sup>6</sup>, stanowi on czynnik wyrównujący dochody pomiędzy jednostkami, z kolei Edwards<sup>7</sup> wskazuje na brak istotnej zależności pomiędzy wzrostem gospodarczym a rozkładem dochodów. Do tej samej grupy czynników zaliczyć można także poziom rozwoju technologicznego oraz zmian w strukturze ekonomicznej. Cornia i Kiiski<sup>8</sup> wymieniają poziom rozwoju technologicznego jako jeden z głównych czynników pogłębiających nierówności dochodowe. Wzrost zapotrzebowania na wykwalifikowaną siłę roboczą, spowodowany wykorzystywaniem nowych technologii w krajach rozwiniętych, pociąga za sobą zwiększanie się różnic w dochodach. Gustafsson

<sup>2</sup> A. Kaasa, *Factors of Income Inequality and their Influence Mechanisms: a Theoretical Overview*, University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration, Working Paper 2005, no. 40.

<sup>3</sup> S. Kuznets, *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review” 1955, vol. 45, no. 1.

<sup>4</sup> R.J. Barro, *Inequality, Growth and Investment*, NBER, Working Paper 1999, no. 7038.

<sup>5</sup> B. Gustafsson, M. Johansson, *In Search of Smoking Guns: What Makes Income Inequality Vary over Time in Different Countries?*, „American Sociological Review” 1999, vol. 64, no. 4, s. 585–605.

<sup>6</sup> J.Y. Chang, R. Ram, *Level of Development, Rate of Economic Growth, and Income Inequality*, „Economic Development and Cultural Change” 2000, vol. 48, no. 4, s. 787–799.

<sup>7</sup> S. Edwards, *Trade Policy, Growth, and Income Distribution*, „American Economic Review” 1997, vol. 87, no. 2, s. 205–210.

<sup>8</sup> G.A. Cornia, S. Kiiski, *Trends in Income Distribution in the Post-World War II Period*, UNU/WIDER, Discussion Paper 2001, no. 89.

i Johansson<sup>9</sup> w swojej analizie obejmującej kraje OECD doszli do wniosku, że spadek liczby zatrudnionych w przemyśle zwiększa poziom nierówności w dochodzie pomiędzy krajami. Z kolei Martino i Perugini<sup>10</sup> na podstawie badania opartego na europejskich danych regionalnych wnioskuje, że do zwiększenia nierówności przyczynia się wysoki poziom zatrudnienia zarówno w rolnictwie, jak i w sektorze usług.

Wśród czynników demograficznych jako kluczowe wskazuje się: stopień urbanizacji, strukturę wiekową społeczeństwa, wielkość gospodarstw domowych, poziom wykształcenia oraz wysokość wydatków na edukację. Nielsen i Alderson<sup>11</sup>, porównując poziom dochodów między obszarami wiejskimi oraz miejskimi, wnioskuje, że urbanizacja przyczynia się do wzrostu poziomu nierówności dochodowych. Wieloosobowe gospodarstwa, w skład których wchodzi tylko jedna osoba dorosła, oraz gospodarstwa prowadzone przez osoby starsze mają przeciętnie niższy dochód rozporządzalny od pozostałych gospodarstw. Zatem można spodziewać się, że wysoki odsetek ludności poniżej 15. roku życia oraz osób starszych, jak również wyższa średnia liczba członków gospodarstwa domowego będą prowadziły do zwiększania się nierówności dochodowych w społeczeństwie. Wyniki badań empirycznych w tym zakresie nie są jednak jednoznaczne; o ile Deaton i Paxson<sup>12</sup> wskazują, że wzrost liczby ludzi starszych prowadzi do wzrostu nierówności w dochodzie, o tyle Martino i Perugini<sup>13</sup> oraz Gustafsson i Johansson<sup>14</sup> wnioskuje, że zmienna ta nie ma statystycznie istotnego wpływu. Niejednoznaczne wnioski płyną także z analizy wysokości wydatków edukacyjnych. Z jednej strony, wzrost nierówności w poziomie wykształcenia może, na skutek zróżnicowania kompetencji zawodowych, powodować wzrost nierówności w poziomie dochodów<sup>15</sup>. Z drugiej zaś strony, wzrost przeciętnej liczby lat nauki jest czynnikiem wyrównującym różnice pomiędzy dochodami jednostek<sup>16</sup>. Sylwester<sup>17</sup> wskazuje, iż kraje przeznaczające więcej środków na edukację charakteryzują się niższym poziomem nierówności dochodowych.

<sup>9</sup> B. Gustafsson, M. Johansson, op.cit.

<sup>10</sup> G. Martino, C. Perugini, *Income Inequality within European Regions: Determinants and Effects on Growth*, „Review of Income and Wealth” 2008, vol. 54, no. 3, s. 373–406.

<sup>11</sup> F. Nielsen, A.S. Alderson, *The Kuznets Curve and the Great U-Turn: Income Inequality in U.S. countries, 1970 to 1990*, „American Sociological Review” 1997, vol. 60, no. 1, s. 12–33.

<sup>12</sup> A.S. Deaton, C.H. Paxson, *The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality*, „Demography” 1997, vol. 34, no. 1, s. 97–114.

<sup>13</sup> B. Gustafsson, M. Johansson, op.cit.

<sup>14</sup> G. Martino, C. Perugini, op.cit.

<sup>15</sup> B. Chiswick, *Earnings Inequality and Economic Development*, „The Quarterly Journal of Economics” 1971, vol. 85, no. 1, s. 21–39.

<sup>16</sup> C. Winegarden, *Schooling and Income Distribution: Evidence from International Data*, „Economics, New Series” 1979, vol. 46, no. 181, s. 83–87.

<sup>17</sup> K. Sylwester, *Can Education Expenditures Reduce Income Inequality?*, „Economics of Education Review” 2002, vol. 21, no.1, s. 43–52.

W grupie czynników politycznych warto wymienić udział sektora państwowego oraz poziom demokratyzacji. Znaczącą część wydatków państwowych stanowią subdydia oraz transfery na rzecz mieszkańców kraju, jak emerytury bądź zasiłki. Celem ich wypłacania jest bezpośrednio wyrównywanie poziomu dochodów osiągniętych przez gospodarstwa domowe. Ponadto, różnice pomiędzy pensjami w sferze budżetowej są zdecydowanie mniejsze niż w sektorze prywatnym. Zatem należy spodziewać się, że wzrost wydatków rządowych będzie prowadził do zmniejszenia poziomu nierówności dochodowych. Wyniki badań uzyskane przez Gustafssona i Johanssona<sup>18</sup> potwierdzają tę tezę. Kraje demokratyczne są uważane za bardziej stabilne zarówno politycznie, jak i gospodarczo. Ponadto, kraje te są postrzegane jako kraje egalitarne, w których władze dążą do zrównania praw oraz warunków życia jego członków. Można więc przypuszczać, że różnica w dochodach gospodarstw domowych będzie niższa w krajach o wyższym poziomie demokratyzacji. Muller<sup>19</sup> wskazuje jednak, że kluczową rolę w redukowaniu nierówności odgrywa sama tradycja demokratyczna, a nie bieżący poziom demokratyzacji.

Kluczowy spośród czynników kulturowych oraz środowiskowych jest poziom korupcji. Zjawisko korupcji wpływa destabilizująco na gospodarkę, oddziałuje na sposób alokacji zasobów oraz na redystrybucję dochodów, powoduje zatem wzrost nierówności dochodowych oraz przyczynia się do występowania zjawiska biedy i ubóstwa<sup>20</sup>.

Ostatnią grupę determinant nierówności dochodowych stanowią czynniki makroekonomiczne, takie jak: poziom bezrobocia i inflacji, stopień rozwoju sektora finansowego, wielkość importu i eksportu oraz inwestycji zagranicznych. Problem bezrobocia dużo częściej dotyka osoby gorzej wykształcone, zazwyczaj także gorzej opłacane. Badania przeprowadzone przez Chevana i Strokesa<sup>21</sup> potwierdzają, że wzrost stopy bezrobocia przyczynia się do pogłębienia w społeczeństwie dysproporcji dotyczących zarobków. Wpływ inflacji na poziom nierówności dochodowych nie jest jasny. Z jednej strony, wyższy poziom inflacji przyczynia się do wzrostu nierówności poprzez dewaluację dochodów osób mających stałe przychody, w szczególności emerytów, z drugiej zaś – wpływa na redystrybucję dochodów poprzez system podatkowy: progresywna skala podatkowa prowadzi do zmniejszenia poziomu nierówności netto<sup>22</sup>. Poziom rozwoju rynku finansowego oraz dostęp do zaawansowanych instrumentów rynku finansowego stanowią czynniki wyrównujące poziom

<sup>18</sup> B. Gustafsson, M. Johansson, op.cit.

<sup>19</sup> E. Muller, *Democracy, Economic Development, and Income Inequality*, „American Sociological Review” 1988, vol. 53, no. 1, s. 50–68.

<sup>20</sup> S. Gupta, H. Davoodi, R. Alonso-Terme, *Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?*, „Economics of Governance” 2002, vol. 3, no. 1, s. 23–45.

<sup>21</sup> A. Chevan, R. Strokes, *Growth in Family Income Inequality 1970–1990: Industrial Restructuring and Demographic Change*, „Demography” 2000, vol. 37, no. 3, s. 365–380.

<sup>22</sup> B. Gustafsson, M. Johansson, op.cit.

dochodów w gospodarce<sup>23</sup>, brak ograniczeń w dostępie do kredytów zaś sprawia, że również osoby mniej zamożne mogą uzyskać kredyt na cele inwestycyjne, stwarzając sobie w ten sposób warunki do podniesienia własnych zarobków<sup>24</sup>. Wreszcie, wysokie obroty handlu zagranicznego, a także inwestycji bezpośrednich mogą przyczynić się do zwiększenia dysproporcji pomiędzy dochodami w społeczeństwie<sup>25</sup>, liberalizacja handlu wpływa bowiem na wzrost przeciętnych dochodów nie tylko w grupie osób zarabiających najwięcej, lecz także wśród zarabiających najmniej.

Literatura przedmiotu jest niezwykle bogata pod względem liczby postawionych oraz testowanych hipotez. Jednakże wyniki empiryczne nie dostarczają w większości przypadków jednoznacznych odpowiedzi co do słuszności przedstawionych tez oraz kierunku wpływu analizowanych zmiennych na poziom nierówności. Różnice dotyczące uzyskanych wniosków są spowodowane wieloma czynnikami, takimi jak: odmienna specyfikacja modelu, badana populacja i czas badania oraz odmienne metody pomiaru zależności między zmiennymi. Ograniczenia związane z brakiem danych, problemem doboru zmiennych do modelu oraz metodami pomiaru zależności sprawiają, że w literaturze brakuje kompleksowych badań obejmujących wpływ różnorodnych czynników na kształtowanie się poziomu dochodów w społeczeństwie, autorzy prac zaś skupiają się zazwyczaj na analizie wybranej grupy czynników oraz ich wpływu na nierówności dochodowe. Zasadne wydaje się więc analizowanie determinant rozkładu dochodów w możliwie najszerszym kontekście przy wykorzystaniu metod umożliwiających tego typu analizy.

### 3. Bayesowskie uśrednianie estymatorów

Bayesowskie uśrednianie oszacowań w formie zaproponowanej przez Sala-i-Martina, Doppelhofera i Millera<sup>26</sup>, określane mianem *bayesian averaging of classical estimates* (BACE), jest metodą pozwalającą radzić sobie z problemem niepewności związanym z wyborem właściwej pod względem zbioru zmiennych objaśniających specyfikacji modelu. W tym miejscu przedstawiamy jedynie syntetyczny opis i wzory charakterystyczne dla tego podejścia. Niech  $\Xi = \{X_1, X_2, \dots, X_K\}$  będzie zbiorem  $K$  potencjalnych zmiennych objaśniających modelu liniowego, zaś  $Y$  – zmienną objaśnianą. Chcąc określić wpływ wybranego  $X_k$  na  $Y$ , w podejściu klasycznym dokonuje

<sup>23</sup> J. Greenwood, B. Jovanovic, *Financial Development, Growth, and the Distribution of Income*, „Journal of Political Economy” 1990, vol. 98, no. 4, s. 942–963.

<sup>24</sup> H. Li, L. Squire, H. Zou, *Explaining International and Intertemporal Variation in Income Inequality*, „The Economic Journal” 1998, vol. 108, no. 446, s. 26–43.

<sup>25</sup> A.S. Alderson, F. Nielsen, *Income Inequality, Development and Dependence: A Reconsideration*, „American Sociological Review” 1999, vol. 64, no. 4, s. 606–631.

<sup>26</sup> X. Sala-i-Martin, G. Doppelhofer, R. Miller, *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, „American Economic Review” 2004, vol. 94, no. 4, s. 813–835.

się *a priori* wyboru pewnego podzbioru  $\Xi_z$ , gdzie  $\Xi_z \subset \Xi$ , a następnie szacuje się  $\beta_k$ , oznaczające parametr przy zmiennej  $X_k$  w modelu  $Y$  względem  $\Xi_z$ , i dokonuje jego interpretacji, tym samym uzależniając poprawność wnioskowania od doboru  $\Xi_z$ . Metoda BACE opiera się na estymacji wszystkich<sup>27</sup> możliwych do utworzenia  $2^K$  modeli liniowych  $Y$  względem poszczególnych podzbiorów  $\Xi$ , a następnie na uśrednieniu otrzymanych oszacowań z kolejnych z nich, przy jednoczesnym traktowaniu jako wagi prawdopodobieństwa *a posteriori* „prawidłowości” każdego modelu. Podobnie jak Sala-i-Martin, Doppelhofer i Miller, przyjmijmy, że w przypadku każdego  $X_k$  prawdopodobieństwo jego znalezienia się w „prawidłowym modelu” jest takie samo, niezależnie od obecności w nim pozostałych składowych  $\Xi$ . Niech  $\bar{k}$  oznacza liczbę zmiennych objaśniających, oczekiwaną w „prawidłowym modelu”. Niech  $M_i$  ( $i = 1, \dots, 2^K$ ) oznacza model liniowy  $Y$  względem pewnego  $\Xi_i$ , gdzie  $\Xi_z \subset \Xi$ , liczebność  $\Xi_i$  zaś wynosi  $K_i$ . Wówczas prawdopodobieństwo *a priori* „prawidłowości” każdego modelu o danym  $K_i$  jest stałe i wynosi:

$$P(M_i) = \left(\frac{\bar{k}}{K}\right)^{K_i} \left(1 - \frac{\bar{k}}{K}\right)^{K-K_i}. \quad (1)$$

Prawdopodobieństwo *a posteriori* „prawidłowości” danego  $M_i$  można wyznaczyć ze wzoru Bayesa jako:

$$P(M_i | D) = \frac{P(M_i)P(D | M_i)}{\sum_{j=1}^{2^K} P(M_j)P(D | M_j)}, \quad (2)$$

gdzie  $D$  oznacza zbiór danych wykorzystanych w analizie. Istnieje szansa pokazania, że w przypadku estymacji modelu z użyciem metody najmniejszych kwadratów  $P(D|M_i)$  można przybliżyć z użyciem kryterium bayesowskiego Schwarza, co pozwala zapisać (2) jako:

$$P(M_i | D) = \frac{P(M_i)n^{-K_i/2}SSE_i^{-n/2}}{\sum_{j=1}^{2^K} P(M_j)n^{-K_j/2}SSE_j^{-n/2}}, \quad (3)$$

<sup>27</sup> W wielu przypadkach liczba elementów  $\Xi$  jest na tyle duża, że szacuje się jedynie część spośród możliwych do utworzenia modeli. W przypadku jednak niniejszego artykułu liczba ta wynosi jedynie 18, a więc konieczne jest oszacowanie „zaledwie” około 260 tys. modeli, co nie stanowi problemu obliczeniowego.

gdzie  $SSE$  oznacza sumę kwadratów reszt danego modelu,  $n$  zaś – liczbę obserwacji wykorzystanych do jego estymacji. Parametr określający wpływ  $X_k$  na  $Y$  można stąd oszacować jako:

$$E(\beta_k | D) = \sum_{i=1}^{2^K} P(M_i | D) \hat{\beta}_{k,i}, \quad (4)$$

jego odchylenie standardowe z kolei jako:

$$S(\beta_i | D) = \left( \sum_{i=1}^{2^K} P(M_i | D) \cdot \text{Var}(\beta_{k,i} | D, M_j) + \sum_{i=1}^{2^K} P(M_i | D) \cdot (\hat{\beta}_{k,i} - E(\beta_k | D))^2 \right)^{0.5}, \quad (5)$$

gdzie  $\hat{\beta}_{k,i}$  oznacza wartość estymatora parametru przy  $X_k$  w modelu  $M_i$ .

Korzystając z wyznaczonych prawdopodobieństw *a posteriori* (2), można określić, w jakim stopniu dane potwierdzają adekwatność uwzględniania w modelu danego  $X_k$ . Odpowiednie prawdopodobieństwo *a priori* wynosi  $\bar{k}/K$ , po uwzględnieniu dostępnych danych można zaś skorygować je i wyznaczyć prawdopodobieństwo *a posteriori* jako

$$\lambda_{k|\bar{k},D} = \sum_{i=1}^{2^K} P(M_i | D) \cdot I_{\beta_{k,i} \neq 0}, \quad (6)$$

gdzie  $I_{\beta_{k,i} \neq 0} = 1$ , jeśli  $X_k \in \Xi_i$ . Obecność danego  $X_k$  w zbiorze zmiennych objaśniających znajduje więc intuicyjnie uzasadnienie, jeśli  $\lambda_{k|\bar{k},D} \geq \bar{k}/K$ .

## 4. Wyniki empiryczne dla wybranych krajów europejskich

Analiza czynników determinujących poziom nierówności dochodowych w pełnej populacji krajów europejskich nie jest możliwa w związku z licznymi brakami danych dotyczących części spośród nich. Z tego powodu badaniem objęto grupę 29 krajów, w okresie od 2000 do 2008 r. Grupę tą stanowiły: Austria, Belgia, Bułgaria, Chorwacja, Cypr, Czechy, Dania, Estonia, Finlandia, Francja, Grecja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Litwa, Luksemburg, Łotwa, Malta, Niemcy, Norwegia, Polska, Portugalia, Rumunia, Słowenia, Słowacja, Szwecja, Węgry, Wielka Brytania i Włochy. Z powodu trudności z pozyskaniem wiarygodnych danych spoza bazy Eurostat są to w większości kraje Unii Europejskiej. Można więc przyjąć, iż uzyskane wyniki są reprezentatywne dla populacji najwyżej rozwiniętych krajów europejskich. Dane wykorzystane do budowy modelu stanowią typowy panel, w którym pojedynczą



jednostką jest kraj, pojedynczym okresem zaś – rok kalendarzowy. Dlatego stanowią one panel zbilansowany, liczący łącznie 263 obserwacje.

Zmienną objaśnianą w modelu jest określający poziom nierówności dochodowych współczynnik Giniego netto (po uwzględnieniu podatków oraz transferów) w oparciu o dane pochodzące z The Standardized World Income Inequality Base. Rozpatrywane czynniki zróżnicowania dochodów, pełniące w modelu rolę zmiennych objaśniających, są wymienione w tabeli 1.

**Tabela 1. Zmienne objaśniające ( $\Xi$ )**

Nazwa zmiennej	Opis zmiennej	Źródło*
gdp_ppp	PKB <i>per capita</i> (według parytetu siły nabywczej)	World Bank
growth	Wzrost gospodarczy (w %, w ujęciu rocznym)	World Bank
comp	Liczba użytkowników Internetu na 100 mieszkańców	World Telecommunication/ ICT Indicators Database
industry	Poziom zatrudnienia w przemyśle (% zatrudnionych)	World Bank
services	Poziom zatrudnienia w sektorze usług (% zatrudnionych)	World Bank
lpopul	Logarytm naturalny gęstość zaludnienia (osoby/km <sup>2</sup> )	World Bank
pop014	Ludność w wieku 0–14 lat (% ogółem)	World Bank
pop65	Ludność w wieku powyżej 65 lat (% ogółem)	World Bank
household	Przeciętna liczba członków gospodarstwa domowego	Eurostat
school	Wskaźnik skolaryzacji brutto dla szkół średnich	World Bank
educ	Całkowite publiczne wydatki na edukację (% PKB)	World Bank
civil	Indeks wolności obywatelskiej (skala 1–7, 1 – największy poziom wolności)	Freedom House
gov	Wydatki rządowe (% PKB)	World Bank
corr	Indeks wolności od korupcji (skala 0–100, 100 – najniższy poziom korupcji)	Heritage Foundation
inf	Inflacja (%, w ujęciu rocznym)	World Bank
unemp	Stopa bezrobocia (w %)	World Bank
trade	Wolumen obrotów handlowych (% PKB)	World Bank
FDI	Zagraniczne wydatki bezpośrednie, wpływy netto (% PKB)	World Bank
fin	Kredyt krajowy zapewniany przez sektor bankowy (% PKB)	World Bank

\*pojedyncze braki danych uzupełniono w oparciu o dodatkowe źródła danych

Źródło: opracowanie własne.

Rozważany model regresji dla danych panelowych jest statyczny i jednokierunkowy. Wśród zmiennych objaśniających nie ma zmiennych o zerowej wariancji wewnątrzgrupowej, jednak w przypadku niektórych jest ona bardzo niska. Potraktowanie efektów indywidualnych jako ustalonych doprowadziłoby tym samym do wystąpienia efektu współliniowości statystycznej. Na jego uniknięcie pozwala potraktowanie efektów indywidualnych jako losowych i takie podejście przyjęto w pracy. Drugie spośród założeń, których przyjęcie jest niezbędne, dotyczy liczby zmiennych objaśniających w „prawidłowym modelu”. Brak jednoznacznych wyników w literaturze utrudnia wybór adekwatnego  $\bar{k}$ , arbitralnie<sup>28</sup> założono więc  $\bar{k} = 10$ , co odpowiada prawdopodobieństwu *a priori* znajdowania się poszczególnych  $X_k$  w „prawidłowym modelu” na poziomie 0,56.

Otrzymane prawdopodobieństwa *a posteriori* wskazują na występowanie dwóch głównych czynników wpływających na poziom zróżnicowania dochodów: będące miernikiem poziomu rozwoju technologicznego liczba użytkowników Internetu oraz poziom korupcji, zaś wpływ tych czynników odpowiada wpływowi opisywanemu w literaturze przedmiotu. Rozwój technologiczny zwiększa poziom nierówności dochodowych. Może być to spowodowane faktem, iż nowe technologie generują popyt na wykwalifikowanych pracowników, co sprawia, że z jednej strony dyspersja w zarobkach w sektorach wykorzystujących nowe technologie jest większa w porównaniu z branżami opierającymi się na starych technologiach, z drugiej zaś strony konieczność zatrudnienia wykwalifikowanej siły roboczej pociąga za sobą zwolnienia pracowników najgorzej wykształconych, a to z kolei wpływa na wzrost stopy bezrobocia. Ponadto, dostęp do najnowszych technologii mają najczęściej osoby bogatsze i lepiej wykształcone. Nowe technologie stwarzają dla nich szanse zdobycia jeszcze lepiej płatnej pracy, jak i wykorzystania alternatywnych form zwiększenia dochodu, których pozbawione są osoby mniej zamożne. Zatem różnica w dochodach pomiędzy biednymi a bogatymi stale się powiększa.

Wyższy poziom korupcji powoduje także zwiększanie się nierówności dochodowych między krajami, co jest spowodowane zaburzeniem podstawowych funkcji państwa. W skorumpowanych społeczeństwach ludzie zamożni mogą wykorzystywać swoją pozycję oraz podatność innych na korupcję do własnych celów, tym samym zwiększając swoje dochody, a wskutek tego – zwiększając zróżnicowanie dochodów. Potwierdzają to wyniki prezentowane w literaturze: zdaniem Gupty, Davoodiego i Alonso-Terme<sup>29</sup>, wpływ korupcji na wzrost nierówności dochodowych

<sup>28</sup> Dla różnych  $k$  możliwe jest uzyskanie różnych wniosków odnośnie do obecności poszczególnych zmiennych w „prawidłowym modelu”, tym samym wnioski uzyskane przy założeniu określonego  $k$  powinny być zweryfikowane poprzez analizę wyników dla innych jego wartości. W badaniu porównano wyniki dla  $k = 5$ ,  $k = 10$  i  $k = 15$ , nie stwierdzając zauważalnych różnic, stąd dalej przytaczane są wnioski jedynie dla  $k = 10$ .

<sup>29</sup> S. Gupta, H. Davoodi, R. Alonso-Terme, op.cit.

jest znaczący – według ich obliczeń, wzrost wskaźnika postrzegania korupcji<sup>30</sup> w danym kraju o jedno odchylenie standardowe prowadzi do wzrostu współczynnika Gi-niego o 11 punktów procentowych.

**Tabela 2. Wyniki oszacowań**

Zmienna	Ocena parametru (4)	Odchylenie standardowe (5)	Prawdopodobieństwo zawierania (6)
comp	0,017563	0,004605	0,960853
corr	-0,035120	0,013393	0,883938
pop65	0,011366	0,025639	0,215822
household	0,679310	1,402255	0,209792
pop014	-0,015600	0,033868	0,191734
unemp	0,004359	0,011536	0,184736
civil	0,013907	0,094957	0,115583
industry	0,001100	0,005895	0,112085
services	0,000678	0,004156	0,107915
fin	$-5,70 \cdot 10^{-5}$	0,000451	0,102056
school	0,000295	0,003346	0,101276
growth	-0,000260	0,009453	0,100501
gdp_ppp	$-1,22 \cdot 10^{-7}$	$2,17 \cdot 10^{-6}$	0,085998
trade	$-4,08 \cdot 10^{-6}$	0,000463	0,081829
FDI	$4,30 \cdot 10^{-5}$	0,000346	0,069508
educ	0,000202	0,047404	0,060252
inf	0,000560	0,004701	0,040051
lpopul	0,000544	0,019009	0,029973
gov	$2,35 \cdot 10^{-5}$	0,002508	0,011474

w nawiasach podano numery wzorów wykorzystanych do wyznaczenia poszczególnych wartości

Źródło: opracowanie własne.

Z uwagi na charakter analizowanej próby wybrana grupa krajów jest wysoce homogeniczna pod względem poziomu rozwoju gospodarczego, istnieje silna dodatnia korelacja pomiędzy produktem krajowym brutto *per capita* a jego wartością podniesioną do kwadratu. To sprawia, że nie ma możliwości włączenia do zbioru zmiennych objaśniających obydwu regresorów, a co z tego wynika – zbadania prawdziwości

<sup>30</sup> Wskaźnik postrzegania korupcji (*corruption perception index*) – wskaźnik publikowany corocznie przez International Transparency określający poziom korupcji w danym kraju w skali od 0 do 10 (0 – kraj o bardzo wysokim poziomie korupcji) w oparciu o przeprowadzone badania opinii publicznej.

hipotezy Kuznetsa. Natomiast małe różnice pomiędzy poziomem rozwoju gospodarczego państw powodują, że badanie istotności tylko kwadratu poziomu rozwoju gospodarczego kraju nie musi jednoznacznie świadczyć o odrzuceniu bądź też potwierdzeniu istnienia U-kształtnej zależności pomiędzy rozwojem gospodarczym kraju a poziomem nierówności dochodowych. Niemniej jednak wysokość produktu krajowego brutto *per capita* nie ma statystycznie istotnego wpływu na kształtowanie się rozkładu dochodów w społeczeństwie.

Warto również zauważyć, że uzyskane wyniki wskazują na brak istotnego wpływu czynników makroekonomicznych oraz demograficznych na poziom zróżnicowania dochodów pomiędzy krajami, który to wpływ jest natomiast szeroko dyskutowany w literaturze. Wydaje się jednak, że warunkiem zaobserwowania ich znaczenia może być większa, niż ma to miejsce w przypadku rozważanej grupy krajów, heterogeniczność.

## 5. Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wskazuje na istnienie dwóch głównych czynników różnicujących poziom dochodu pomiędzy krajami – rozwoju technologicznego oraz poziomu korupcji. Zastosowanie metody bayesowskiego uśredniania oszacowań umożliwiło wykonanie bardziej kompleksowego badania, pozwalającego uwzględnić większą oraz bardziej zróżnicowaną, niż to miało miejsce dotychczas, liczbę potencjalnych determinant poziomu nierówności dochodowych.

Uzyskane wnioski nie są jednak w pełni zgodne z wnioskami prezentowanymi w literaturze. Trzeba jednak podkreślić, że rozbieżność uzyskiwanych wyników jest charakterystyczna dla badań poświęconych nierównościami płacowym. Wydaje się, że prezentowane rezultaty zależą w dużej mierze od charakteru badanej próby – kwestią zasadniczą jest poziom rozwoju ekonomicznego analizowanych krajów. Prawdopodobne jest, że odmienne czynniki oddziałują na sposób kształtowania się dochodów w grupie krajów słabo rozwiniętych, rozwijających się czy też wysoko rozwiniętych. Biorąc pod uwagę zakres próby, wnioski prezentowane w artykule można odnosić przede wszystkim do grupy krajów rozwiniętych. Ponadto, znaczny stopień jednorodności tej grupy może być przyczyną braku istotnego oddziaływania czynników demograficznych oraz makroekonomicznych na kształtowanie się dochodów w społeczeństwie.

Wydaje się, że waga tematu oraz wciąż doskonalony aparat metodologiczny wskazują liczne kierunki dalszych analiz. Warto z pewnością zbadać przyjęte w pracy założenie dotyczące egzogeniczności czynników. Ponadto, słuszne byłoby sprawdzenie odporności wyników na zmianę sposobu pomiaru poziomu nierówności dochodowych, a także uwzględnienie ewentualnych nieliniowości i interakcji występujących

między zmiennymi. Kwestie te, praktycznie nieobecne w literaturze przedmiotu, mogą w naszym przekonaniu stanowić interesujące dalsze kierunki badań.

## Bibliografia

- Alderson A.S., Nielsen F., *Income Inequality, Development and Dependence: A Reconsideration*, „American Sociological Review” 1999, vol. 64, no. 4, s. 606–631.
- Barro R.J., *Inequality, Growth and Investment*, NBER, Working Paper 1999, no. 7038.
- Chang J.Y., Ram R., *Level of Development, Rate of Economic Growth, and Income Inequality*, „Economic Development and Cultural Change” 2000, vol. 48, no. 4, s. 787–799.
- Chevan A., Strokes R., *Growth in Family Income Inequality 1970–1990: Industrial Restructuring and Demographic Change*, „Demography” 2000, vol. 37, no. 3, s. 365–380.
- Chiswick B., *Earnings Inequality and Economic Development*, „The Quarterly Journal of Economics” 1971, vol. 85, no. 1, s. 21–39.
- Cornia G.A., Kiiski S., *Trends in Income Distribution in the Post-World War II Period*, UNU/WIDER, Discussion Paper 2001, no. 2001/89.
- Edwards S., *Trade Policy, Growth, and Income Distribution*, „American Economic Review” 1997, vol. 87, no. 2, s. 205–210.
- Greenwood J., Jovanovic B., *Financial Development, Growth, and the Distribution of Income*, „Journal of Political Economy” 1990, vol. 98, no. 4, s. 942–963.
- Gupta S., Davoodi H., Alonso-Terme R., *Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?*, „Economics of Governance” 2002, vol. 3, no. 1, s. 23–45.
- Gustafsson B., Johansson M., *In Search of Smoking Guns: What Makes Income Inequality Vary over Time in Different Countries?*, „American Sociological Review” 1999, vol. 64, no. 4, s. 585–605.
- Kaasa A., *Factors of Income Inequality and their Influence Mechanisms: a Theoretical Overview*, University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration, Working Paper 2005, no. 40.
- Kuznets S., *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review” 1955, vol. 45, no. 1.
- Li H., Squire L., Zou H., *Explaining International and Intertemporal Variation in Income Inequality*, „The Economic Journal” 1998, vol. 108, no. 446, s. 26–43.
- Martino G., Perugini C., *Income Inequality within European Regions: Determinants and Effects on Growth*, „Review of Income and Wealth” 2008, vol. 54, no. 3, s. 373–406.
- Muller E., *Democracy, Economic Development, and Income Inequality*, „American Sociological Review” 1988, vol. 53, no. 1, s. 50–68.

Nielsen F., Alderson A.S., *The Kuznets Curve and the Great U-Turn: Income Inequality in U.S. countries, 1970 to 1990*, „American Sociological Review” 1997, vol. 60, no. 1, s. 12–33.

Sala-i-Martin X., Doppelhofer G., Miller R., *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, „American Economic Review” 2004, vol. 94, no. 4, s. 813–835.

Sylwester K., *Can Education Expenditures Reduce Income Inequality?*, „Economics of Education Review” 2002, vol. 21, no.1, s. 43–52.

Winegarden C., *Schooling and Income Distribution: Evidence from International Data*, „Economics, New Series” 1979, vol. 46, no. 181, s. 83–87.

### Źródła sieciowe

<http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI> [dostęp 25.03.2012].

## Summary

### Determinants of income inequalities: A Bayesian panel data approach

The aim of this paper is to investigate the main determinants of income inequalities in a group of European countries. For this purpose, Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach is used as it enables to estimate a model without prior assumption concerning the exact set of explanatory variables. Technological development and level of corruption are indicated as the main factors influencing income inequalities in the analyzed group of countries and their impact on the dependent variable corresponds to common findings in literature. However, the results point out that level of economic development and both macroeconomic and demographic factors, highly discussed in the literature, do not differentiate income significantly.

**Keywords:** income inequalities, bayesian model

**JEL classification:** C11, C23, D33

Autorzy oświadczają, że ich udział w przygotowaniu artykułu był równy.