

## Modele ekonometryczne wybranych mierników nierówności dochodów gospodarstw domowych w Polsce

### 1. Wstęp

Poziom nierówności dochodowych jest obiektem zainteresowania wielu badaczy na całym świecie. Temat ten podjął w kontekście wzrostu gospodarczego już w latach 50. ubiegłego wieku S. Kuznets<sup>3</sup>, laureat Nagrody Banku Szwecji im. Alfreda Nobla w dziedzinie ekonomii w 1971 r. O tym, że tematyka nierówności dochodowych jest wciąż istotna, świadczy fakt, że wspomnianą nagrodę w 2015 r. otrzymał A. Deaton za analizę konsumpcji, ubóstwa i dobrobytu<sup>4</sup>.

Zagadnienia związane z nierównościami dochodów są bardzo ważne zarówno z naukowego, jak i praktycznego punktu widzenia. Między badaczami zajmującymi się nierównościami dochodowymi trwa dyskusja na temat ich społecznych<sup>5</sup> i gospodarczych<sup>6</sup> konsekwencji.

---

<sup>1</sup> Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Wydział Nauk Ekonomicznych.

<sup>2</sup> Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Wydział Nauk Ekonomicznych.

<sup>3</sup> S. Kuznets, *Economic Growth and Income Inequality*, „American Economic Review” 1955, vol. 45, s. 1–28.

<sup>4</sup> [http://www.nobelprize.org/nobel\\_prizes/economic-sciences/laureates/2015/#](http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/2015/#) [dostęp 11.07.2016].

<sup>5</sup> Zob. J.E. Stiglitz, *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*, W.W. Norton & Company, New York 2012; T. Piketty, *Capital in the Twenty-First Century*, Harvard University Press, Cambridge 2013; G. Reisman, *Piketty's Capital: Wrong Theory/Destructive Program*, 2014, [http://georgereismansblog.blogspot.com/2014/07/pikettys-capital-wrong\\_28.html](http://georgereismansblog.blogspot.com/2014/07/pikettys-capital-wrong_28.html) [dostęp 11.07.2016]; J.E. Roemer, A. Trannoy, *Equality of Opportunity*, Cowles Foundation Discussion Paper no. 1921, 2013; A. Buszko, *Ekonomia moralna a redystrybucja PKB w kontekście rozwoju szarej strefy*, w: *O nowy ład finansowy w Polsce. Rekomendacje dla animatorów życia gospodarczego*, red. J. Ostaszewski, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2015; M.J. Radziukiewicz, *Redystrybucja dochodów. Kto zyskuje? Kto traci?*, PWE, Warszawa 2012; R.J. Barro, *Inequality and Growth in a Panel of Countries*, „Journal of Economic Growth” 2000, vol. 5, s. 5–32.

<sup>6</sup> Zob. R.J. Barro, op.cit.; A. Buszko, op.cit.

Celem niniejszej pracy jest zbadanie zależności między poziomem nierówności dochodów gospodarstw domowych a wybranymi miernikami rynku pracy i rozwoju gospodarczego w Polsce przy użyciu jednorównaniowych modeli ekonometrycznych dla współczynnika Giniego przed transferami społecznymi i po tych transferach oraz wskaźników zagrożenia ubóstwem. Jako potencjalne zmienne objaśniające wskazano poziom PKB na mieszkańca, stopę bezrobocia, stopę zatrudnienia w dwóch przedziałach wiekowych i obciążenie pracodawców składkami na ubezpieczenie społeczne. Badanie dotyczy lat 2005–2014, tj. okresu po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej. W badaniu wykorzystano dane dostępne na stronach internetowych Eurostatu oraz Międzynarodowego Funduszu Walutowego.

Do tej pory nie budowano modeli ekonometrycznych opisujących zależności między miarami nierówności dochodowych w Polsce i czynnikami wpływającymi na poziom tych miar. Analizowano jedynie zmiany tych miar nierówności dochodów w czasie<sup>7</sup>.

## 2. Czynniki określające poziom nierówności dochodów

S. Kuznets we wspomnianych powyżej badaniach<sup>8</sup> analizował relację między nierównością dochodów a rozwojem gospodarczym. Z badań tych wynikało, że w państwach będących w początkowej fazie rozwoju gospodarczego nierówności dochodowe rosną wraz ze wzrostem PKB, a w gospodarkach rozwiniętych dalszy wzrost gospodarczy powoduje spadek nierówności<sup>9</sup>.

Teoria Kuzneta była analizowana przez wielu badaczy<sup>10</sup>. Zgodnie z poglądami przedstawionymi w pracy P. Kumora<sup>11</sup> relacja zaobserwowana przez Kuzneta jest konsekwencją zmian zachodzących na rynku pracy. Na początku okresu

---

<sup>7</sup> F.E. Gęstwicki, *Nierówność rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce w okresie po transformacji*, w: *Transformacja gospodarcza w Polsce*, red. M. Geise, J. Oczki, D. Piotrowski, Wydawnictwo Uczelniane Wyższej Szkoły Gospodarki, Bydgoszcz 2016, s. 149–158; F.E. Gęstwicki, E. Wędrowska, *Assessment of the degree of the divergence and inequality of household income distribution in Poland in the years 2005–2013*, „Folia Oeconomica Stettinensia” 2016 (w druku).

<sup>8</sup> S. Kuznets, op.cit.

<sup>9</sup> Ibidem.

<sup>10</sup> Przegląd literatury w tym zakresie zawiera praca: P. Kumora, *Zależność nierówności płac od poziomu rozwoju gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2010, nr 7–8, s. 45–62.

<sup>11</sup> Ibidem.

objętego badaniem znacząca część siły roboczej była zatrudniona w rolnictwie. Wysoka podaż pracy w tej branży powodowała niski poziom zarobków i brak ich zróżnicowania. W kolejnych latach miał miejsce rozwój sektora przemysłowego, który przyczynił się do wzrostu produktu krajowego i poziomu płac. W miarę przenoszenia się siły roboczej z sektora rolniczego do przemysłowego powiększała się nierówność dochodów. Z czasem obniżona podaż pracy w sektorze rolniczym spowodowała wzrost płac, co w połączeniu ze zwiększoną podażą pracy w sektorze przemysłowym przyczyniło się do spadku nierówności dochodowych.

Przekonujące wydaje się zaproponowane przez P. Kumora uogólnienie teorii Kuzneta<sup>12</sup>. Według tego polskiego badacza przemiany strukturalne w gospodarce powodują powstanie nowych dobrze płatnych miejsc pracy, które przyciągają siłę roboczą i powodują wzrost zarówno zróżnicowania płac, jak i produktu krajowego. W momencie, gdy zmniejsza się popyt na pracę w nowym sektorze, oferowane w nim wynagrodzenia relatywnie maleją, co przekłada się na spadek poziomu nierówności. Każdorazowe wystąpienie znaczących przemian strukturalnych w gospodarce może spowodować pojawienie się zależności obrazowanej przez krzywą Kuzneta, dając efekt sąsiadujących ze sobą krzywych w kształcie zbliżonym do paraboli.

W świetle tego uzasadniona wydaje się hipoteza, że stopień nierówności dochodów gospodarstw domowych jest związany z poziomem PKB oraz parametrami rynku pracy. W celu weryfikacji tej hipotezy w przypadku Polski zostanie podjęta próba budowy modeli ekonometrycznych na podstawie danych z okresu 2005–2014.

### **3. Definicja zmiennych objaśnianych i potencjalnych zmiennych objaśniających w konstruowanych modelach ekonometrycznych**

W celu weryfikacji postawionej hipotezy badawczej wyselekcjonowano cztery zmienne objaśniane, które są miernikami poziomu nierówności dochodowych:

- $G1$  – współczynnik Giniego dla ekwiwalentnego dochodu rozporządzalnego<sup>13</sup>, mierzony w procentach;

---

<sup>12</sup> Ibidem.

<sup>13</sup> Zgodnie z metodologią Eurostatu dochód ekwiwalentny jest obliczany w przeliczeniu na liczbę jednostek ekwiwalentnych w gospodarstwie domowym, przy czym stosuje się

- *G2* – współczynnik Giniego dla ekwiwalentnego dochodu rozporządzalnego przed transferami społecznymi, mierzony w procentach;
- *UB06M* – wskaźnik zagrożenia ubóstwem, mierzony odsetkiem osób w gospodarstwach domowych, których dochód ekwiwalentny jest niższy od 60% mediany dochodów;
- *UB05S* – wskaźnik zagrożenia ubóstwem, mierzony odsetkiem osób w gospodarstwach domowych, których dochód ekwiwalentny jest niższy od połowy średniego dochodu.

Wśród potencjalnych zmiennych objaśniających znalazły się:

- *PKB* – produkt krajowy brutto na mieszkańca w cenach stałych z 2010r. (w tys. PLN);
- *BR* – stopa bezrobocia wyrażona w procentach;
- *SCL* – obciążenie pracodawców składkami na ubezpieczenie społeczne (w mld PPS)<sup>14</sup>;
- *Z15DO64* – wskaźnik zatrudnienia ludności w wieku od 15 do 64 lat w procentach;
- *Z25DO64* – wskaźnik zatrudnienia ludności w wieku od 25 do 64 lat w procentach.

Ujęcie PKB w cenach stałych pozwala uwzględnić rozwój gospodarczy z pominięciem wpływu inflacji. Stopa bezrobocia opisuje stosunek liczby bezrobotnych do liczby aktywnych zawodowo, w odróżnieniu od wskaźnika zatrudnienia, który określa stosunek zatrudnionych do ogólnej liczby mieszkańców w danej grupie wiekowej. Wartości powyższych zmiennych objaśnianych i objaśniających w poszczególnych latach badanego okresu zawiera tabela 1.

Dane dotyczące PKB zostały pobrane z bazy World Economic Outlook Database (edycja 2016), udostępnionej przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Pozostałe dane zostały pobrane z bazy EU-SILC, prowadzonej przez Eurostat.

---

zmodyfikowaną skalę ekwiwalentności OECD. Z kolei dochód do dyspozycji oznacza sumę bieżących dochodów gospodarstw domowych z poszczególnych źródeł pomniejszoną o podatki dochodowe oraz o składki na ubezpieczenie społeczne i zdrowotne. Zob. [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Category:Living\\_conditions\\_glossary](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Category:Living_conditions_glossary) [dostęp 13.07.2016].

<sup>14</sup> PPS (*Purchasing Power Standard*) – standard siły nabywczej, wspólna sztuczna jednostka siły nabywczej stosowana w statystyce publicznej.

**Tabela 1. Wartości zmiennych w badanym okresie**

Rok	<i>G1</i>	<i>G2</i>	<i>UB05S</i>	<i>UB06M</i>	<i>PKB</i>	<i>BR</i>	<i>SCL</i>	<i>Z15DO64</i>	<i>Z25DO64</i>
2005	35,6	41,1	20,7	20,6	30,1	17,9	26,7	52,8	61,5
2006	33,3	38,7	18,7	19,1	31,9	13,9	27,8	54,5	63,1
2007	32,2	37,3	16,7	17,2	34,3	9,6	30,8	57,0	65,5
2008	32,0	36,3	16,5	16,9	35,6	7,1	31,2	59,2	67,5
2009	31,4	35,1	16,3	17,2	36,5	8,1	32,0	59,3	67,4
2010	31,1	34,7	16,3	17,7	38,0	9,7	35,5	58,9	66,8
2011	31,1	34,5	15,8	17,6	39,9	9,7	37,2	59,3	67,3
2012	30,9	34,2	15,7	17,1	40,5	10,1	41,6	59,7	67,4
2013	30,7	33,9	15,5	17,1	41,0	10,3	42,3	60,0	67,6
2014	30,8	34,0	15,4	16,8	42,4	9,0	44,2	61,7	69,0

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/weodata/index.aspx> [dostęp 18.07.2016]; <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> [dostęp 18.07.2016].

#### 4. Dobór zmiennych objaśniających i postaci analitycznej modeli ekonometrycznych

W pierwszym etapie badań oszacowano metodą najmniejszych kwadratów jednorównaniowe liniowe modele ekonometryczne dla zdefiniowanych powyżej czterech zmiennych objaśnianych, tj. *G1*, *G2*, *UB05S* i *UB06M*, uwzględniając różne kombinacje zmiennych objaśniających. Przyjęto przy tym założenie, że składniki losowe w tych modelach spełniają klasyczne założenia, tzn. mają rozkłady normalne o zerowej wartości oczekiwanej, stałej wariancji i bez autokorelacji.

W przypadku zmiennych dotyczących współczynnika Giniego, tzn. zmiennych *G1* i *G2*, jako zmiennych objaśniających użyto również kwadratu i odwrotności *PKB*. Dla wszystkich zmiennych objaśnianych podjęto także próbę konstrukcji ekonometrycznych modeli wykładniczych z multiplikatywnymi składnikami losowymi – takich, które po obustronnym zlogarytmowaniu sprowadzają się do ekonometrycznych modeli liniowych względem parametrów ze składnikami losowymi spełniającymi klasyczne założenia.

W procesie weryfikacji modeli wzięto pod uwagę ekonomiczną sensowność interpretacji ocen parametrów strukturalnych, dopasowanie modelu do danych rzeczywistych mierzone skorygowanym współczynnikiem determinacji

$\bar{R}^2$  i współczynnikiem zmienności losowej, oznaczanym poniżej przez  $V$ , oraz zastosowano następujące testy:

- testy Godfrey'a w wersji  $LM$  i  $F$  do weryfikacji hipotezy zerowej o braku autokorelacji składnika losowego, oznaczane poniżej odpowiednio –  $G_{LM}(1)$  i  $G_F(1)$ ;
- test Jarque'a–Bery do weryfikacji hipotezy zerowej o normalności rozkładu składnika losowego, oznaczany poniżej  $JB$ ;
- testy Breusha–Pagana w wersji  $LM$  i  $F$  do weryfikacji hipotezy zerowej o stałości wariancji składnika losowego, oznaczane odpowiednio –  $BP_{LM}$  i  $BP_F$ ;
- test Durбина–Watsona, oznaczany poniżej  $DW$ ;
- test  $t$ -Studenta do badania statystycznej istotności parametrów strukturalnych modeli.

W przypadku testów  $G_{LM}(1)$ ,  $G_F(1)$ ,  $JB$ ,  $BP_{LM}$  i  $BP_F$  pożądane jest to, aby nie było podstaw do odrzucenia hipotez zerowych, co ma miejsce, gdy wartość  $p$  jest nie mniejsza niż założony w badaniu poziom istotności. Stosując test  $t$ -Studenta, stwierdzamy, że poszczególne parametry strukturalne są statystycznie istotnie różne od zera, gdy wartość  $p$  jest mniejsza od założonego poziomu istotności.

Obliczenia związane z estymacją i weryfikacją modeli ekonometrycznych zostały wykonane przy użyciu pakietu Microfit 5.0.

Najlepsze rezultaty uzyskano dla następujących modeli:

$$G1_t = \alpha_0 + \alpha_1 PKB_t + \alpha_2 PKB_t^2 + u_t, \quad (1)$$

$$G2_t = \beta_0 + \beta_1 PKB_t + \beta_2 PKB_t^2 + v_t, \quad (2)$$

$$UB05S_t = \gamma_0 + \gamma_1 BR_t + \gamma_2 PKB_t + w_t, \quad (3)$$

$$UB06SM_t = \rho_0 + \rho_1 BR_t + \rho_2 SCL_t + z_t, \quad (4)$$

gdzie:  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \rho_0, \rho_1, \rho_2$  – nieznanne parametry strukturalne,  $u_t, v_t, w_t, z_t$  – składniki losowe spełniające klasyczne założenia.

## 5. Skonstruowane modele ekonometryczne w świetle kryteriów formalnych

Wyniki estymacji modeli (1)–(4) przedstawia tabela 2. Wartości  $\bar{R}^2$  i  $V$  wskazują, że modele te są bardzo dobrze dopasowane do danych rzeczywistych.

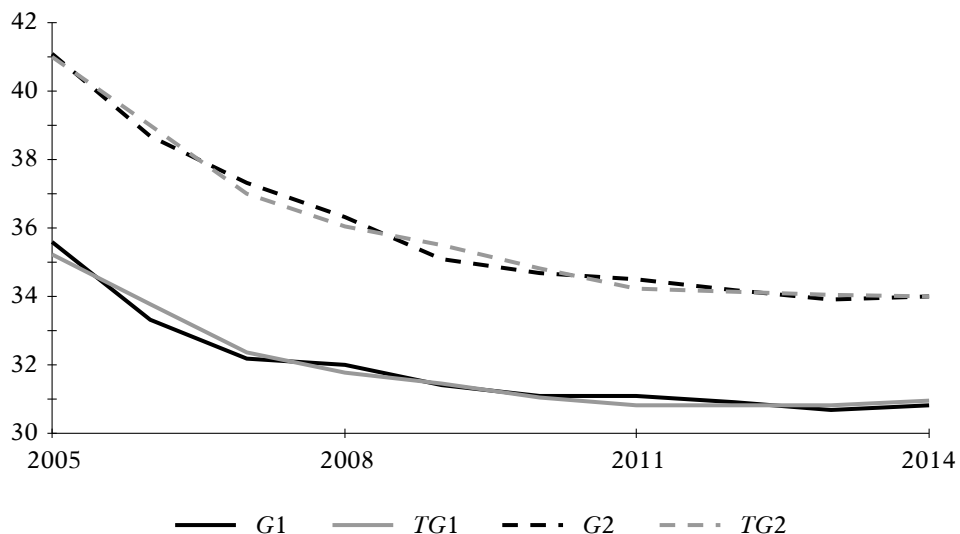
**Tabela 2. Wyniki estymacji modeli (1)–(4)**

Zmienna objaśniana	Parametr	Zmienna objaśniająca	Ocena parametru	Błąd szacunku parametru	Wartość $p$
$G1_t$	$\alpha_0$		98,1778	8,7925	0,000
	$\alpha_1$	$PKB_t$	-3,3310	0,48783	0,000
	$\alpha_2$	$PKB_t^2$	0,041175	0,0067049	0,000
	$\bar{R}^2 = 0,96429$ , $V = 0,95\%$ , $DW = 2,0432$ , $G_{LM}(1) = 0,25006 [0,617]$ , $G_F(1) = 0,15389 [0,708]$ , $JB = 0,34348 [0,842]$ , $BP_{LM} = 5,2377 [0,022]$ , $BP_F = 8,7986 [0,018]$				
$G2_t$	$\beta_0$		119,1015	8,5023	0,000
	$\beta_1$	$PKB_t$	-4,0370	0,47173	0,000
	$\beta_2$	$PKB_t^2$	0,047073	0,0064836	0,000
	$\bar{R}^2 = 0,98642$ , $V = 0,77\%$ , $DW = 2,4303$ , $G_{LM}(1) = 0,50572 [0,477]$ , $G_F(1) = 0,31959 [0,592]$ , $JB = 0,63649 [0,727]$ , $BP_{LM} = 0,13923 [0,709]$ , $BP_F = 0,11296 [0,745]$				
$UB05S_t$	$\gamma_0$		22,6233	1,5210	0,000
	$\gamma_1$	$BR_t$	0,27461	0,042102	0,000
	$\gamma_2$	$PKB_t$	-0,23655	0,032275	0,000
	$\bar{R}^2 = 0,96719$ , $V = 1,8\%$ , $DW = 2,1451$ , $G_{LM}(1) = 0,67420 [0,412]$ , $G_F(1) = 0,43377 [0,535]$ , $JB = 0,44684 [0,800]$ , $BP_{LM} = 0,044032 [0,834]$ , $BP_F = 0,035381 [0,855]$				
$UB06M_t$	$\rho_0$		16,1973	0,7179	0,000
	$\rho_1$	$BR_t$	0,31875	0,029288	0,000
	$\rho_2$	$SCL_t$	-0,052284	0,014754	0,009
	$\bar{R}^2 = 0,95915$ , $V = 1,4\%$ , $DW = 1,6091$ , $G_{LM}(1) = 0,37989 [0,538]$ , $G_F(1) = 0,23694 [0,644]$ , $JB = 0,78730 [0,675]$ , $BP_{LM} = 0,12899 [0,719]$ , $BP_F = 0,10454 [0,75]$				

W tabeli symbole statystyk testów są identyczne z symbolami testów, których dotyczą.  
W nawiasach kwadratowych – wartości  $p$ .

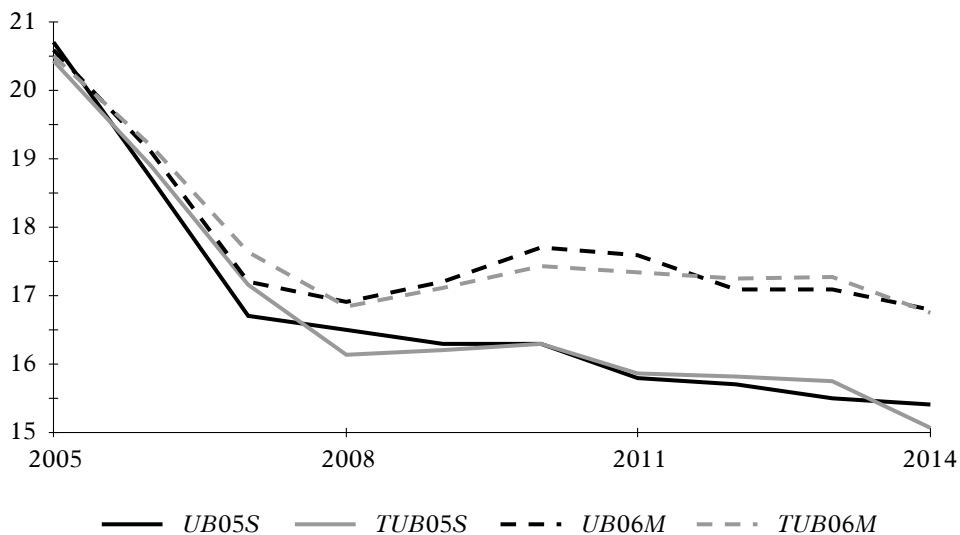
Źródło: opracowanie własne.

Ilustrują to również rysunki 1 i 2, gdzie  $TG1$ ,  $TG2$ ,  $TUB05S$  i  $TUB06M$  oznaczają wartości teoretyczne odpowiednio zmiennych objaśnianych  $G1$ ,  $G2$ ,  $UB05S$  i  $UB06M$ . W żadnym z tych modeli test  $DW$  na poziomie istotności 0,05 nie wskazuje na występowanie autokorelacji składnika losowego pierwszego rzędu.



**Rysunek 1. Wartości empiryczne i rzeczywiste w modelach (1) i (2)**

Źródło: opracowanie własne.



**Rysunek 2. Wartości empiryczne i rzeczywiste w modelach (3) i (4)**

Źródło: opracowanie własne.

Przy dowolnym z najczęściej stosowanych w praktyce poziomów istotności, tj. dla dowolnych poziomów istotności należących do przedziału  $[0,01, 0,1]$ , pozostałe testy wskazują, że w przypadku modeli (1)–(4):



- nie ma podstaw do odrzucenia wszystkich hipotez dotyczących klasycznych założeń odnoszących się do składników losowych, tj. założenia o normalności rozkładu, braku autokorelacji pierwszego rzędu i stałej wariancji<sup>15</sup>;
- należy uznać, że każda ze zmiennych objaśniających wpływa statystycznie istotnie na zmienną objaśnianą.

Na uwagę zasługuje bardzo duża różnica między wartościami  $p$  i dowolnymi poziomami istotności w testach  $G_{LM}(1)$ ,  $G_F(1)$ ,  $JB$ ,  $BP_{LM}$  i  $BP_F$  dla modeli (2)–(4).

## 6. Interpretacja ekonomiczna parametrów strukturalnych modeli ekonometrycznych

Na postawie oszacowanych modeli (1)–(2) stwierdzamy, że obydwa współczynniki Giniego ( $G1$  i  $G2$ ) są kwadratowymi funkcjami PKB *per capita*. W badanym okresie, tj. w latach 2005–2014, wzrost PKB *per capita* powodował przeciętnie spadek poziomu obu współczynników. Na podstawie uogólnienia teorii Kuzneta, przedstawionego w punkcie 2 niniejszej pracy, można oczekiwać, że w sytuacji pojawienia się znaczących zmian strukturalnych w gospodarce, zapoczątkowanych np. przełomowymi innowacjami, zależność między współczynnikami Giniego i PKB *per capita* będzie opisywała inna funkcja kwadratowa i przez pewien okres wzrostowi PKB *per capita* będzie towarzyszył wzrost wartości współczynników Giniego.

Z oszacowanego modelu (3) wynika, że w przypadku braku zmian w poziomie PKB *per capita* wzrost bezrobocia o 1 pkt proc. powoduje wzrost wskaźnika zagrożenia ubóstwem  $UB05S$  przeciętnie o 0,27 pkt proc. Natomiast wzrost PKB *per capita* o 1 tys. PLN przy niezmienionym poziomie bezrobocia powoduje spadek wskaźnika zagrożenia ubóstwem  $UB05S$  przeciętnie o 0,24 pkt proc. Na postawie oszacowanego modelu (4) stwierdzamy, że wzrost bezrobocia o 1 pkt proc. przy niezmienionym poziomie obciążenia pracodawców składkami na ubezpieczenie społeczne ( $SCL$ ) powoduje wzrost wskaźnika zagrożenia ubóstwem  $UB06M$  przeciętnie o 0,32 pkt proc. Natomiast w przypadku braku zmian poziomu bezrobocia wzrost obciążenia pracodawców składkami na ubezpieczenie społeczne

<sup>15</sup> W sytuacji, gdy składnik losowy spełnia klasyczne założenia, estymatory MNK parametrów strukturalnych i parametrów struktury stochastycznej jednorównaniowych liniowych względem parametrów modeli ekonometrycznych są nieobciążone, zgodne i najefektywniejsze. Uprawnia to m.in. do stosowania testu  $t$ -Studenta do badania, czy zmienne objaśniające wpływają na zmienną objaśnianą. Zob. H. Theil, *Zasady ekonometrii*, PWN, Warszawa 1979.

SCL o 1 mld PPS powoduje spadek wskaźnika zagrożenia ubóstwem *UB06M* przeciętnie o 0,05 pkt proc.

## 7. Podsumowanie

W niniejszej pracy podjęto próbę opisu przy użyciu modeli ekonometrycznych zależności między poziomem nierówności dochodów gospodarstw domowych a poziomem rozwoju gospodarczego i wskaźnikami rynku pracy. Zbudowano bardzo dobrze dopasowane do danych rzeczywistych jednorównaniowe modele ekonometryczne dla czterech zmiennych, będących miernikami poziomu nierówności dochodowych. Zastosowane testy wskazują, że poziom PKB *per capita*, stopa bezrobocia i obciążenie pracodawców składkami na ubezpieczenie społeczne mają statystycznie istotny wpływ na poziom nierówności dochodów gospodarstw domowych w Polsce.

Uzyskane wyniki potwierdzają postawioną hipotezę, że poziom nierówności rozkładu dochodów gospodarstw domowych jest uzależniony od poziomu rozwoju gospodarczego i parametrów rynku pracy. Oszacowane modele ekonometryczne mogą być użyteczne również dla praktyków gospodarczych, dostarczając bowiem precyzyjnych ilościowych informacji o kierunku i sile tych zależności.

## Bibliografia

- Barro R.J., *Inequality and Growth in a Panel of Countries*, „Journal of Economic Growth” 2000, vol. 5, s. 5–32.
- Buszko A., *Ekonomia moralna a redystrybucja PKB w kontekście rozwoju szarej strefy, w: O nowy ład finansowy w Polsce. Rekomendacje dla animatorów życia gospodarczego*, red J. Ostaszewski, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2015.
- Gęstwicki F.E., *Nierówność rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce w okresie po transformacji*, w: *Transformacja gospodarcza w Polsce*, red. M. Geise, J. Oczki, D. Piotrowski, Wydawnictwo Uczelniane Wyższej Szkoły Gospodarki, Bydgoszcz 2016, s. 149–158.
- Gęstwicki F.E., Wędrowska E., *Assessment of the degree of the divergence and inequality of household income distribution in Poland in the years 2005–2013*, „Folia Oeconomica Stetinensia” 2016 (w druku).
- Kumor P., *Zależność nierówności płac od poziomu rozwoju gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2010, nr 7–8, s. 45–62.

- Kuznets S., *Economic Growth and Income Inequality*, „American Economic Review” 1955, vol. 45, s. 1–28.
- Piketty T., *Capital in the Twenty-First Century*, Harvard University Press, Cambridge 2013.
- Radziukiewicz M.J., *Redystrybucja dochodów. Kto zyskuje? Kto traci?*, PWE, Warszawa 2012.
- Roemer J.E., Trannoy A., *Equality of Opportunity*, Cowles Foundation Discussion Paper no. 1921, 2013.
- Stiglitz J.E., *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*, W.W. Norton & Company, New York 2012.
- Theil H., *Zasady ekonometrii*, PWN, Warszawa 1979.

## Źródła sieciowe

- <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> [dostęp 18.07.2016].
- [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Category:Living\\_conditions\\_glossary](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Category:Living_conditions_glossary) [dostęp 13.07.2016].
- <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/01/weodata/index.aspx> [dostęp 18.07.2016].
- [http://www.nobelprize.org/nobel\\_prizes/economic-sciences/laureates/2015/#](http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/2015/#) [dostęp 11.07.2016].
- Reisman G., *Piketty's Capital: Wrong Theory/Destructive Program*, 2014, [http://georgereismansblog.blogspot.com/2014/07/pikettrys-capital-wrong\\_28.html](http://georgereismansblog.blogspot.com/2014/07/pikettrys-capital-wrong_28.html) [dostęp 11.07.2016].

\* \* \*

## Econometric Models of Certain Household Income Inequality Indicators in Poland

### Abstract

The purpose of this paper is to analyze the relationship between the household income inequality level and certain labour market and economy development indicators in Poland. Econometric models for Gini coefficient before and after social transfers and two at risk of poverty rates were built. GDP per capita, the unemployment rate, the employment rate in two age groups and the employers' social contribution were used as potential explanatory variables. The study concerns the years 2005–2014, i.e. the period after the Polish accession to the European Union. Data published online by Eurostat and the International Monetary Fund were used.

**Keywords:** household income inequality, Gini coefficient, Kuznets curve, econometric model

