

Paweł KUMOR

Współzależność nierówności płac ze wzrostem gospodarczym w Polsce¹

W badaniach naukowych coraz większą rolę przypisuje się nierównościom płac (dochodów). Nierówności te mogą być jednym z czynników kształtujących wzrost gospodarczy. W badaniach zapoczątkowanych przez Alesinę, Rodrika (1994) czy Perssona, Tabelliniego (1994), do modelu wzrostu wprowadzano liniowo zmienną charakteryzującą nierówności dochodów. Na przełomie wieków zaproponowano hipotezę parabolicznego wpływu nierówności na wzrost (Blümle, Sell, 1998; Cornia, Court, 2001; Sztudynger, 2003a). Wyniki potwierdzające tę hipotezę przedstawili Blümle, Sell (1998), Cornia, Addison, Kiiski (2003), Chen (2003) oraz Kumor, Sztudynger (2007).

Równolegle przeprowadzano badania o „przeciwnym” kierunku zależności. Nierówności dochodów uzależniano od poziomu i wzrostu gospodarczego. W badaniach tych weryfikowano hipotezę Kuznetsa (1955). Zgodnie z nią, przy rosnącym poziomie gospodarczym nierówności dochodów początkowo rosną, a następnie spadają. Do opisu tej zależności Ahluwalia (1976) zaproponował parabolę. Jego badania zapoczątkowały wieloletnią dyskusję wśród badaczy².

Do przeprowadzania badań ekonometrycznych potrzebne są szeregi czasowe zawierające obserwacje z kilkudziesięciu lat. Tak długie szeregi są najczęściej niedostępne. W literaturze zagranicznej Deininger, Squire (1996) opublikowali zbiór danych „wysokiej jakości”. Zbiór ten obejmuje 682 obserwacje ze 108 państw od 1950 r. do lat 90. (dekady).

W badaniach przeprowadzanych dla Polski wykorzystywane były współczynniki koncentracji Lorenza, charakteryzujące nierówność rozkładu płac osób pełnozatrudnionych. Szereg ten, obejmujący lata 1980–2004, zawiera obserwacje zgromadzone na podstawie danych GUS (Kumor, 2006).

¹ Dziękuję prof. dr. hab. J. Jackowi Sztudyngerowi za uwagi wniesione do artykułu i udostępnienie danych. Podziękowania składam także dr. P. Baranowskiemu za uwagi krytyczne, które przyczyniły się do modyfikacji oryginalnej hipotezy Kuznetsa. Wyrazy wdzięczności składam mgr. A. M. Piwowarczykowi za pomoc w zbieraniu współczynników koncentracji Lorenza. Tekst został opracowany w ramach grantu promotorskiego: *Nierówności dochodów a wzrost gospodarczy* 2773/B/H03/2008/35, finansowanego ze środków na naukę w latach 2008–2010.

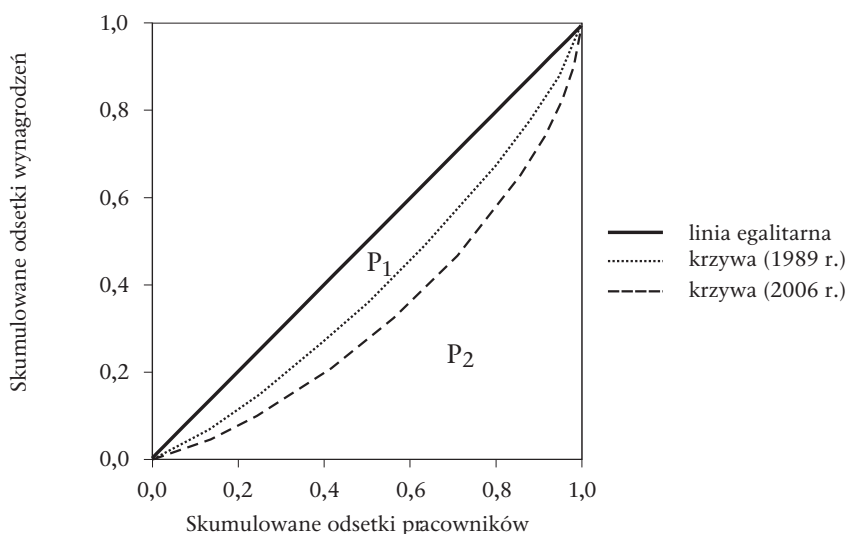
² Autorami ostatnich artykułów byli m.in.: Barro (1999), Campano, Salvatore (2007), Kumor (2008b, 2008c), Florczak (2008).

W artykule podano współczynniki koncentracji Lorenza dla lat 1970—2006. Przedstawiono też wyniki badań ekonometrycznych kształtowania nierówności przez poziom gospodarczy (weryfikujące hipotezę Kuznetsa) oraz parabolicznego wpływu nierówności na wzrost PKB.

MIARY NIERÓWNOMIERNOŚCI ROZKŁADU DOCHODÓW (PŁAC)

Popularnym narzędziem wykorzystywanym do analizy nierównomierności rozkładu dochodów³ jest tzw. funkcja Lorenza. Pozwala przedstawić część ogólnej sumy wynagrodzeń (dochodów) przypadającą poszczególnym grupom, uszeregowanym rosnąco według wysokości wynagrodzenia. Funkcja Lorenza była opisywana w wielu publikacjach (Kordos, 1973; Józwiak, Podgórski, 1997; Kot, 2000).

Wykr. 1. FUNKCJA LORENZA



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

³ Pojęcie „nierównomierność” utożsamiamy z pojęciem „nierówność”. Oba mają zbliżone znaczenia. Pojęcie „nierówność” przedstawia relację między wielkościami orzekającą, która z tych wielkości jest mniejsza lub większa...; oznacza: brak równości wobec czegoś, kogoś, dysproporcję w czymś, Słownik... (1996). „Nierówność” wskazuje więc na różnice między tymi wielkościami. „Nierównomierny”, to inaczej nieproporcjonalnie rozłożony.

Przedstawione na wyk. 1 krzywe koncentracji charakteryzują nierównomierność rozkładu płac w Polsce w latach 1989 i 2006. Druga krzywa jest bardziej oddalona od linii egalitarnej niż pierwsza. Wskazuje ona na wyższą nierównomierność płac w roku 2006.

Do porównywania wielkości odstępstwa krzywych Lorenza (uzyskanych np. dla różnych okresów lub dla różnych zbiorowości) od linii egalitarnej najczęściej stosowany jest współczynnik Giniego (*GINI*). Współczynnik ten określony jest wzorem⁴ (por. Kordos, 1973):

$$GINI = \frac{P_1}{P_1 + P_2} \quad (1)$$

gdzie:

P_1 — pole zawarte między linią egalitarną a krzywą koncentracji (dla badanego roku),

P_2 — pole pod krzywą koncentracji.

Wartości współczynnika *GINI* należą do przedziału [0,1].

W praktyce współczynniki nierówności nie są obliczane na podstawie wzoru (1). W tym celu stosowane są postaci analityczne, które stanowią jego przybliżenie. Jednym z przykładów jest postać współczynnika Giniego, którą wykorzystywano w GUS do szacowania nierównomierności rozkładu płac⁵ (Kordos, 1973; Pawłowska, 1979):

$$GINI = 1 - \frac{2}{S} \cdot \left(K_{1,s} + K_{2,s} + \dots + K_{r,s} + \dots + K_{s-1,s} + \frac{1}{2} \right) \quad (2)$$

gdzie:

$K_{r,s} = \sum_{j=1}^r k_{j,s}$ — skumulowana frakcja funduszu płac dla r początkowych kwantylowych grup pracowników (uporządkowanie jest zgodne z numerami kwantyli),

S — liczba grup kwantylowych.

W badaniach wykorzystywane są także inne miary nierównomierności⁶. Współczynnik Giniego jest najpowszechniej stosowanym (Kot, 2000).

⁴ Współczynnik *GINI* nazywany jest także współczynnikiem koncentracji Lorenza *WL* (Kordos, 1973; Pawłowska, 1979; Kot, 2000).

⁵ Autor pragnie podziękować mgr. J. Raniszewskiemu (pracownikowi GUS) za udostępnienie algorytmu przeliczeniowego.

⁶ Np. współczynnik Schutza, współczynnik Theila, mierniki węgierskie, połowa współczynnika zmienności, wariancja logarytmu dochodów.

DANE STATYSTYCZNE O NIERÓWNOMIERNOŚCI ROZKŁADU PŁAC W POLSCE

GUS publikował współczynniki Giniego m.in. w: *Zatrudnieni...* (1981), *Zatrudnienie...* (1992) czy *Analiza...* (1979). Pierwszy szereg nierównomierności płac, obejmujący lata 1980—2004, został opublikowany w roku 2006.

W artykule przedstawiono szereg nierównomierności rozkładu płac obejmujący obserwacje dla lat 1970—2006. Zebrane informacje znajdują się w tabl. 1.

GUS nie zebrał danych dla lat 1971, 1973—1975, 1977, 1979, 1990, 2000, 2003 i 2005, dlatego brakujące współczynniki oszacowaliśmy za pomocą interpolacji.

Współczynnik nierówności płac dla roku 2004 został skorygowany przez GUS. Po ponownych przeliczeniach wartość 0,345 zamieniono na 0,336 (*Struktura...* 2007).

Zawarte w tabl. 1 wartości mieszczą się w przedziale 0,20—0,343. Średnią wartością jest 0,26, natomiast mediana jest bliska wartości 0,24.

**TABL. 1. NIERÓWNOMIERNOŚĆ ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ
PRACOWNIKÓW W POLSCE**

Dane uzyskane za	Współczynniki Giniego (<i>GINI</i>)	Źródło
IX 1970	0,2310	AU
IX 1971	0,2315 ^a	.
IX 1972	0,2320	AU
IX 1973	0,2350 ^a	.
IX 1974	0,2380 ^a	.
IX 1975	0,2410 ^a	.
IX 1976	0,2440	AU
IX 1977	0,2440 ^a	.
IX 1978	0,2440	AU
IX 1979	0,2370 ^a	.
IX 1980	0,2300 ^b	ZU
IX 1981	0,2130	ZU
IX 1982	0,2010	ZU
IX 1983	0,2150	ZU
IX 1984	0,2260	ZU
IX 1985	0,2330	ZU
IX 1986	0,2630	ZU
IX 1987	0,2300	ZU
IX 1988	0,2130	ZU
IX 1989	0,2050	ZU
IX 1990	0,2235 ^a	.
IX 1991	0,2420	ZN
IX 1992	0,2470	ZN
IX 1993	0,2460	ZN
IX 1994	0,2820 ^b	ZN
IX 1995	0,2910	ZN
IX 1996	0,2980	ZN
IX 1997	0,3030	ZN

^a Wartości obliczono na podstawie interpolacji. ^b Obliczenia własne na podstawie informacji statystycznych zawartych w publikacji GUS *Zatrudnieni w gospodarce narodowej...*, (1981, 1995).

TABL. 1. NIERÓWNOMIERNOŚĆ ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ PRACOWNIKÓW W POLSCE (dok.)

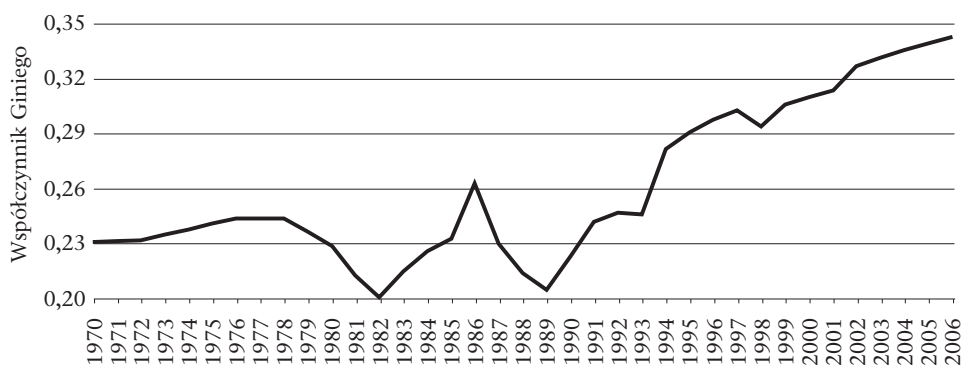
Dane uzyskane za	Współczynniki Giniego (<i>GINI</i>)	Źródło
X 1998	0,2940	.
X 1999	0,3060	SW
X 2000	0,3100 ^a	.
X 2001	0,3140	SW
X 2002	0,3270	SW
X 2003	0,3315 ^a	.
X 2004	0,3360	SW
X 2005	0,3395 ^a	.
X 2006	0,3430	SW

^a Wartości obliczono na podstawie interpolacji.

Ź r ó d ł o: AU — *Analiza zmian wynagrodzeń...* (1979), ZU — *Zatrudnieni w gospodarce uspołecznionej...* (1981), ZN — *Zatrudnienie w gospodarce narodowej...* (1992), SW — *Struktura wynagrodzeń...* (2007) oraz opracowanie własne na podstawie publikacji oraz bazy komputerowej GUS.

Współczynniki Giniego przedstawiono na wyk. 2.

Wykr. 2. WSPÓŁCZYNNIK GINIEGO NIERÓWNOŚCI ROZKŁADU PŁAC PRACOWNIKÓW



Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W latach 1970—1989 współczynniki Giniego mieściły się w przedziale od 0,20 (w 1982 r.) do 0,26 (w 1986 r.). Dwie najmniejsze wartości wystąpiły w latach 1982 i 1989. Niski współczynnik Giniego oszacowany dla pierwszego roku może wiązać się z okresem masowego protestu społecznego w roku 1980, przerwaniem ciągłości procesu produkcyjnego i wprowadzeniem stanu wojennego w 1981 r. Natomiast drugi wynikał z przemian społeczno-gospodarczych zapoczątkowanych w roku 1989. Od 1990 r. występuje systematyczny wzrost

współczynnika Giniego. W roku 2006 wzrósł o ponad 2/3 (do poziomu 0,343) w stosunku do jego wartości w roku 1989 (0,205).

WPLYW POZIOMU GOSPODARCZEGO NA NIERÓWNOŚCI PŁAC (krzywa Kuzneta)

W 1955 r. Kuznets postawił hipotezę opisującą kształtowanie nierówności dochodów przez poziom gospodarczy. Może on reprezentować przemiany strukturalne zachodzące w gospodarce, które bezpośrednio wpływają na nierówności (szerzej w: Kumor, 2008c). Wpływ tych przemian, opisywany przez zmiany poziomu PKB *per capita*, może być zgodny z postulowanym przez Kuzneta kształtem paraboli⁷. W miarę zwiększania poziomu gospodarczego następuje początkowo wzrost nierówności, a następnie nierówności zaczynają spadać.

Pół wieku po opublikowaniu artykułu Kuzneta relacja opisana przez niego cieszy się nadal zainteresowaniem (np. Campano, Salvatore, 2007). W badaniach wykorzystywano dwie wersje hipotezy Kuzneta — bezwarunkową (*unconditional*) i warunkową (*conditional*). Bezwarunkowa wersja odpowiadała oryginalnej hipotezie Kuzneta, w której nierówności dochodów objaśniano wyłącznie poziomem gospodarczym *per capita*. Z kolei wersja warunkowa powstała przez rozszerzenie listy zmiennych objaśniających m.in. o różne czynniki demograficzne i czynniki reprezentujące stopień otwartości gospodarki kraju, stopę wzrostu gospodarczego, stopę inflacji, wskaźniki ubóstwa, korupcji, umiejętności czytania (Heshmati, 2006).

W badaniach, wśród czynników wpływających na nierówności, wykorzystamy stopę wzrostu gospodarczego (reprezentowaną przez stopę wzrostu PKB na pracującego). W teorii ekonomii istnieje stanowisko o „przepływaniu korzyści w dół”, które wskazuje na możliwość korzystania ze wzrostu przez całe społeczeństwo (Stiglitz, 2006). Sądzimy, że korzyści te są nierówne i więcej zyskują bogaci niż biedni⁸. Wzrost gospodarczy sprzyja zwiększaniu nierówności. Ze stanowiskiem tym polemizował Bruno (za: Goudie, Ladd, 1999). Niejednoznaczność wpływu wzrostu PKB na nierówności tłumaczył efektami istnienia otwartej gospodarki. Jego zdaniem wzrost eksportu dóbr roboczochłonnych powoduje zmniejszanie nierówności, natomiast wzrost eksportu dóbr kapitałochłonnych — ich zwiększanie.

Dla weryfikacji warunkowej wersji hipotezy Kuzneta posłużymy się następującym modelem⁹:

⁷ W dalszej części artykułu będziemy utożsamiać zachodzące przemiany strukturalne ze zmianą PKB *per capita*.

⁸ Potwierdza to analiza gospodarki amerykańskiej w ostatniej dekadzie XX wieku przeprowadzona przez Stiglitz (2006).

⁹ Postać tę zastosowali m.in. Higgins, Williamson (2002). Natomiast inni badacze zaproponowali logarytmy naturalne zmiennych objaśniających (Ahluwalia, 1976; Heshmati, 2006; Campano, Salvatore, 2007) lub zastępowali zmienną objaśniającą w postaci kwadratowej jej odwrotnością (Anand, Kanbur, 1991; Deininger, Squire, 1998; Heshmati, 2006).

$$GINI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (PKB/L)_t^2 + \alpha_2 \cdot (PKB/L)_t + \alpha_3 \cdot PKB_{t-1} + \alpha_4 \cdot u89 + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Do weryfikacji bezwarunkowej wersji wykorzystamy natomiast dwa modele. Dla szeregów obejmujących lata 1974—2006 jest to model postaci:

$$GINI_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot (PKB/L)_t^2 + \beta_2 \cdot (PKB/L)_t + \beta_3 \cdot u89 + \xi_t \quad (3.2)$$

a dla szeregów krótszych (1975—1988 i 1990—2006):

$$GINI_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot (PKB/L)_t^2 + \gamma_2 \cdot (PKB/L)_t + \varsigma_t \quad (3.3)$$

gdzie:

$GINI_t$ — współczynnik Giniego nierównomierności rozkładu płac w roku t (wyrażony w %),

$(PKB/L)_t$ — PKB na pracującego (przeciętnie) w roku t , ceny stałe według roku 2006 (w tys. zł na osobę),

PKB_{t-1} — stopa wzrostu PKB w roku poprzednim, w cenach stałych (w %),

$u89$ — zmienna zero-jedynkowa wyodrębniająca wpływ zmian społeczno-gospodarczych w roku 1989,

$\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ — parametry strukturalne modeli,

$\varepsilon_t, \xi_t, \varsigma_t$ — składniki losowe.

W tabl. 2 przedstawiono wyniki badań ekonometrycznych weryfikujących krzywą Kuznetsa.

**TABL. 2. WYNIKI EMPIRYCZNEJ WERYFIKACJI BEZWARUNKOWEJ
I WARUNKOWEJ KRZYWEJ KUZNETSA**

Zmienne objaśniające i statystyki	Modele			
	(3.1)	(3.2)	(3.3) ^a	(3.3) ^b
Wyraz wolny	5,029 (1,26)	-0,078 (-0,02)	-141,85 (-2,44)	-2,674 (-0,45)
$(PKB/L)^2$	-0,003 (-1,95)	-0,004 (-3,00)	-0,097 (-2,63)	-0,005 (-3,01)
(PKB/L)	0,558 (3,73)	0,747 (4,75)	8,018 (2,73)	0,849 (4,19)
PKB_{t-1}	0,096 (2,32)	.	.	.
$u89$	-4,684 (-3,65)	-4,529 (-3,52)	.	.
R^2	0,928	0,926	0,596	0,932
AR^2	0,918	0,919	0,522	0,922
Se	1,25	1,26	1,13	1,03

**TABL. 2. WYNIKI EMPIRYCZNEJ WERYFIKACJI BEZWARUNKOWEJ
I WARUNKOWEJ KRZYWEJ KUZNETSA (dok.)**

Zmienne objaśniające i statystyki	Modele			
	(3.1)	(3.2)	(3.3) [*]	(3.3) ^{''}
<i>JB</i>	2,88 (0,24)	3,62 (0,16)	0,41 (0,81)	0,81 (0,67)
<i>LM</i>	2,17 (0,34)	3,73 (0,15)	5,52 (0,06)	1,58 (0,45)
<i>DW</i>	1,54	1,36	1,696	1,23
<i>White</i>	5,83 (0,44)	3,77 (0,44)	2,12 (0,55)	7,19 (0,07)
<i>N_{obs}</i>	34	33	14	17
Okres	1973—2006	1974—2006	1975—1988	1990—2006
<i>GINI_{max}</i>	30,8	34,4	24,1	36,4
<i>GINI_{teor}</i>	28,8	34,0	23,1	36,3
<i>PKB/L_{kryt}</i>	110,3	92,0	41,4	85,7
<i>PKB/L_{hist}</i>	82,3	82,3	44,5	82,3

U w a g i. *GINI_{max}* — oszacowana maksymalna wartość współczynnika Giniego (ekstremum paraboli); *GINI_{teor}* — wartość teoretyczna współczynnika Giniego oszacowana dla ostatniego roku w szeregu statystycznym; *PKB/L_{kryt}* — oszacowana wartość krytyczna PKB na osobę pracującą, wyznaczona dla ekstremum funkcji; *PKB/L_{hist}* — historyczny *PKB/L* dla ostatniego roku w szeregu statystycznym; *R²* — współczynnik determinacji; *AR²* — skorygowany współczynnik determinacji; *S_e* — średni błąd resztowy; *JB* — statystyka Jarque-Bera; *LM* — mnożnik Lagrange’a; *DW* — statystyka testu Durбина-Watsona; *White* — statystyka testu heteroskedastyczności zakłóceń; *N_{obs}* — liczba obserwacji.

W nawiasach przy ocenach parametrów podano statystyki *t*-Studenta, natomiast przy statystykach testów — ich empiryczne poziomy istotności.

Symbol (3.3)^{*} oznacza model (3.3) oszacowany na podstawie danych z lat 1975—1988, a symbol (3.3)^{''} — model (3.3) oszacowany na podstawie danych z lat 1990—2006.

Ź r ó d ł o: opracowanie i szacunki własne na podstawie danych GUS oraz danych zebranych przez J. J. Sztandyngera.

W tabl. 2 znaki ocen parametrów modeli są zgodne z hipotezą Kuznetsa. Wskazują na paraboliczny charakter wpływu poziomu gospodarczego na nierówności. Parabole mają ramiona skierowane w dół.

Model (3.1) pozwala potwierdzić warunkową wersję hipotezy Kuznetsa. Wpływ wzrostu gospodarczego na nierówności płac jest dodatni. Wyniki szacunków pozwalają prowadzić wnioskowanie statystyczne przy poziomie istotności 0,05. Zwiększenie PKB o 1 procent „spowoduje”, przy innych czynnikach niezmiennych, wzrost nierówności o ok. 0,1 p.proc. w roku następnym. Niska wartość statystyki *t*-Studenta oceny parametru dla poziomu PKB przypadającego na jednego pracującego pozwala potwierdzić paraboliczny wpływ poziomu gospodarczego na nierówności przy 10% poziomie istotności.

Wyższe poziomy istotności uzyskano w modelu (3.2), w którym weryfikowano bezwarunkowy wariant hipotezy Kuznetsa. Pozwalają potwierdzić paraboliczny wpływ poziomu gospodarczego na nierówności przy 1% poziomie istotności.

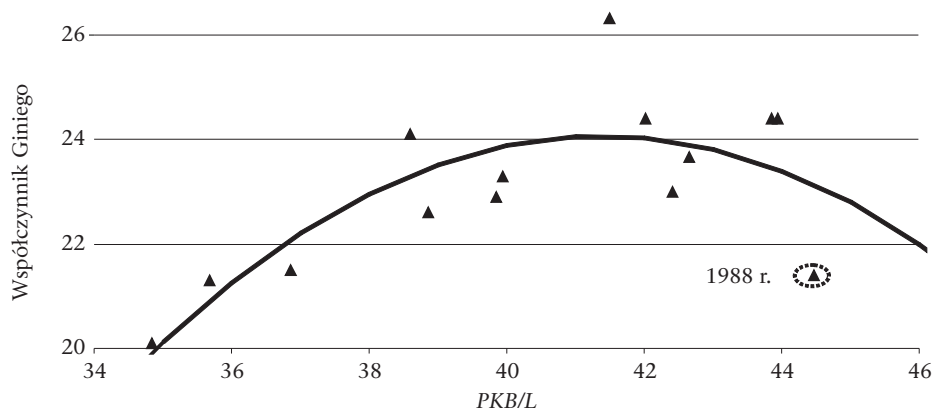
W modelach (3.1) i (3.2) ocena przy zmiennej zero-jedynkowej wskazuje na występowanie w roku 1989 wartości współczynnika Giniego niższej o ponad 4,5 p.proc. niżby to wynikało z wpływu pozostałych zmiennych objaśniających¹⁰.

¹⁰ Do modeli wprowadzano także zmienne zero-jedynkowe dla lat 1980 i 1981 oraz zmienne podtrzymane dla odróżnienia odmienności gospodarki sprzed i po 1989 r. Szacunki parametrów były nieistotne.

Modele (3.1) i (3.2) szacowano na podstawie prób ponad 30-letnich. W pojedynczych równaniach zawierają dwa okresy systemów gospodarczych — socjalistyczny i rynkowy. Prezentują one odmienne przemiany strukturalne. Dlatego, dodatkowo oszacowaliśmy „wpływ” poziomu gospodarczego na nierówności oddzielnie dla tych systemów — dla szeregów obejmujących lata 1975—1988 — model (3.3)’ oraz 1990—2006 — model (3.3)’’.

Na podstawie modelu (3.3)’ na wyk. 3 wykreślono parabolę, opisującą wpływ poziomu gospodarczego na nierówności płac. Obserwacje zaznaczono czarnymi trójkątami (▲).

Wykr. 3. ZALEŻNOŚĆ NIERÓWNOŚCI ROZKŁADU PŁAC OD POZIOMU PKB W OKRESIE 1975—1988



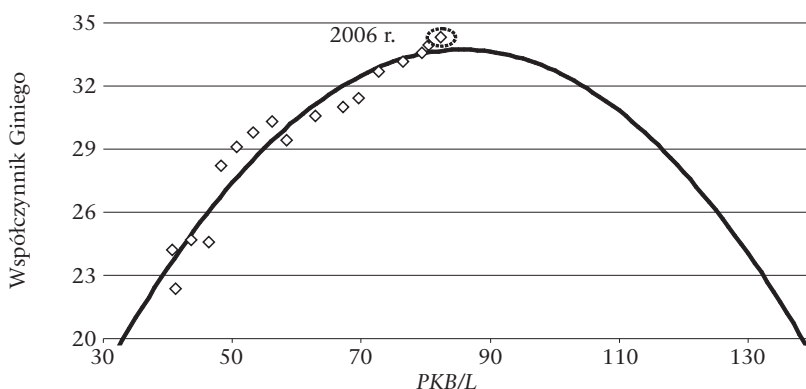
Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu (3.3)’ z tabl. 1.

Na wyk. 3 można zauważyć, że dla gospodarki sprzed transformacji ustrojowej obserwacje znajdowały się wokół lewego i prawego ramienia paraboli. W ostatnich latach analizowanego okresu nierówności płac zmniejszały się (tabl. 1). Wartość poziomu gospodarczego — PKB na pracującego (41 tys. zł na osobę), wyznaczająca wierzchołek paraboli przy maksymalnym współczynniku Giniego (24%), jest niższa od historycznej wartości (z 1988 r.), wynoszącej ok. 44 tys. zł na osobę. Wynika z tego, że w następnym roku, w którym zwiększył się PKB na pracującego¹¹, nierówności płac powinny zmniejszać się. Tak się nie stało.

¹¹ Z naszych szacunków wynika, że był to rok 1993.

Zwiększanie nierówności płac od roku 1990 wynikało z transformacji ustrojowej. Naszym zdaniem gospodarka „wskoczyła” na drugą parabolę, położoną wyżej i na prawo od poprzedniej. Potwierdzają to wyniki szacunków przeprowadzonych na podstawie szeregów obejmujących lata 1990—2006. Z modelu (3.3)¹² wynika, że w systemie rynkowym gospodarka znajdowała się na lewym ramieniu „nowej” paraboli (wykr. 4). Nierówności mogą w przyszłości jeszcze wzrosnąć. Nasze szacunki wskazują, że nierówności wzrosną maksymalnie, przy innych czynnikach niezmiennych, o ok. 0,1 p.proc. współczynnika Giniego¹².

Wykr. 4. ZALEŻNOŚĆ NIERÓWNOŚCI ROZKŁADU PŁAC OD POZIOMU PKB W OKRESIE 1990—2006



Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu (3.3)¹² z tabl. 1.

Na wyk. 4 przedstawiono parabolę opisującą wpływ poziomu gospodarczego na nierówności płac w latach 1990—2006 oraz zaznaczono obserwacje (◇).

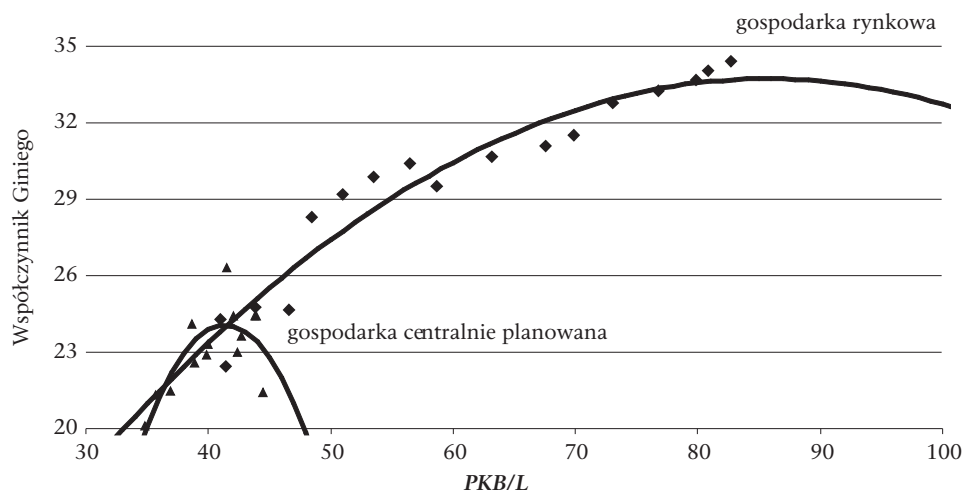
Dla lepszego uchwycenia różnic w kształtowaniu nierówności płac w dwóch systemach — centralnie planowanym i rynkowym, na wyk. 5 przedstawiono dwie parabole.

Krzywe na wyk. 5 charakteryzują dwa wspomniane systemy gospodarcze. W socjalistycznym nierówności płac były kształtowane zgodnie z hipotezą Kuznetsa. Obrazuje to mała parabola. Początkowo nierówności wzrosły do poziomu ok. 24%. Zmniejszyły się po przekroczeniu 41 tys. zł PKB na pracującego. Na-

¹² Wartość tę obliczyliśmy na podstawie różnicy między wartością maksymalną (36,4%) a teoretyczną (36,3%). Sumując oszacowaną wartość (0,1%) ze współczynnikiem Giniego z roku 2006 (34,3%) możemy uzyskać maksymalny poziom nierówności płac — 34,4% (w ekstremum paraboli).

stępnie, w wyniku rozpoczęcia przemian społeczno-gospodarczych w roku 1989, zmierzających do urynkowienia systemu gospodarczego, nierówności zaczęły rosnąć. Ścieżka zmian nierówności płac biegła wzdłuż lewego ramienia „nowej” (dużej) paraboli.

Wykr. 5. KRZYWE CHARAKTERYZUJĄCE KSZTAŁTOWANIE NIERÓWNOŚCI PŁAC W DWÓCH SYSTEMACH GOSPODARCZYCH



Źródło: opracowanie własne na podstawie wyk. 3 i wyk. 4.

„Przeskok” gospodarki z jednej krzywej na drugą mógł wystąpić tylko w szczególnej sytuacji pojawienia się silnego „impulsu” inicjującego powstawanie nowego „porządku” gospodarczego i nowych społecznych możliwości¹³. Wówczas „stare” struktury gospodarki i zależności kreujące wcześniejsze zachowania (wybory) ludzi ulegają „zatarciu”, transformacji, otwierając przestrzeń dla „nowych” struktur.

¹³ Wśród takich impulsów można wymienić także transformację gospodarki rolniczej na gospodarkę przemysłową (oryginalna hipoteza Kuznetsa). Innymi przykładami mogą być doświadczenia z ub. wieku: rozwój sektora usług, następnie, informatyzacja większości sfer gospodarczych i społecznych. J. J. Sztudynger (w rozmowie z dnia 16.09.2008 r.) wskazał zróżnicowaną znajomość obcych języków, jako możliwą przyczynę pojawienia się następnej krzywej Kuznetsa. Po wstąpieniu do Unii Europejskiej gwałtownie wzrosło zapotrzebowanie na pracowników znających języki obce. W konsekwencji wzrosły ich wynagrodzenia. Podejrzewamy, że w ciągu minionego stulecia większość krajów (zwłaszcza rozwiniętych) mogła doświadczyć kilku takich transformacji, czyli więcej niż jednej paraboli, krzywych Kuznetsa.

Warto zadać pytanie, czy w przyszłości nierówności zmaleją, zgodnie z krzywą drugiej paraboli (wykr. 5), po przekroczeniu progu 86 tys. zł PKB na pracującego (tabl. 2)? Czy przeciwnie, wzrosną w wyniku pojawienia się kolejnego impulsu reorganizującego strukturę gospodarki? Jeśli wzrosną, oznaczałoby to pojawienie się nowej transformacji zależności społeczno-gospodarczych „wypychającej” gospodarkę na „wyższą” parabolę¹⁴.

WPLYW NIERÓWNOŚCI NA WZROST GOSPODARCZY

Różnice w wynagrodzeniach mogą być spowodowane różnicami w wykształceniu, wydajności pracy czy stażu pracy. Najczęściej odzwierciedlają zróżnicowany wkład każdej jednostki w tworzenie PKB. Na tej podstawie można sądzić, że duże nierówności płac są pożądane i akceptowane przez całe społeczeństwo. Motywują do wydajniejszej pracy, zdobywania wyższych kwalifikacji i umiejętności.

Warto jednak zauważyć, że nierówności oznaczają także zróżnicowany dostęp do świadczeń zdrowotnych, rozwoju edukacyjnego czy możliwości kredytowych. Nierówności ułatwiają funkcjonowanie w społeczeństwie ludziom bogatszym, a ograniczają przestrzeń działania biednym. Ludzie biedni, choćby zdolniejsi od bogatych, nie uzyskują dostępu do edukacji w takim wymiarze, jak bogaci. Nie awansują zawodowo lub nie rozpoczynają działalności gospodarczej. Mają wtedy utrudnione szanse na relatywny wzrost swoich wynagrodzeń.

Biedni nie godzą się na duże nierówności. Swoje niezadowolenie mogą wyrazić poprzez: oddawanie swoich głosów w wyborach parlamentarnych na partie głoszące hasła populistyczne, strajki pracownicze, rozboje czy wreszcie wszczęcie wojny domowej (Barro, 1999; Mo, 2000; Banerjee, Duflo, 2003).

Sądźmy, że bogaci, przy zbyt dużych nierównościach, mogą także przejawiać zachowania niekorzystne dla gospodarki kraju¹⁵. Przyczyniają się do nieoptymalnej dla gospodarki alokacji dóbr i dochodów między jednostkami najbardziej wydajnymi i innowacyjnymi a jednostkami spowalniającymi procesy gospodarcze (szerzej w: Kumor, 2008a).

Zbyt duże i zbyt małe nierówności są szkodliwe dla gospodarki. Istnieje taki poziom nierówności, który sprzyja budowaniu więzi społecznych, charakteryzujących przychylne relacje międzyludzkie (Sztaudynger, 2003a)¹⁶ oraz optymalnej alokacji zasobów czynników produkcji. Nierówności płac są optymalne dla wzrostu gospodarczego, gdy sprzyjają maksymalizacji stopy wzrostu PKB.

¹⁴ Z drugiej strony, nowa parabola mogłaby być położona niżej od poprzedniej, jeśli „nowy” impuls przemian strukturalnych będzie wynikał z umowy społecznej, w większym stopniu angażującej instytucje państwowe w gospodarce.

¹⁵ Wiele przykładów z lat dziewięćdziesiątych, ujawnionych w gospodarce amerykańskiej, opisał Stiglitz (2006).

¹⁶ Stiglitz (2006) zauważył, że zaufanie jest: *tym, co pozwala działać systemom gospodarczym...* Zaufanie ułatwia kontakty biznesowe, obniża koszty transakcyjne. W gospodarce, w której poziom zaufania jest niski, koszty prowadzenia działalności gospodarczej są wysokie.

Do modelu wzrostu (por. Kumor, Sztaudynger, 2007) wprowadzimy zmienną charakteryzującą nierównomierność rozkładu płac liniowo lub parabolicznie. W badaniach wykorzystamy następujące modele:

$$\begin{aligned} \overset{\circ}{PKB}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \overset{\circ}{L}_t + \alpha_2 \cdot (I / PKB)_t + \alpha_3 \cdot GINI_t + \\ & + \alpha_4 \cdot u8081 + \alpha_5 \cdot u8991 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} \overset{\circ}{PKB}_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \overset{\circ}{L}_t + \beta_2 \cdot (I / PKB)_t + \beta_3 \cdot GINI_t^2 + \\ & + \beta_4 \cdot GINI_t + \beta_5 \cdot u8081 + \beta_6 \cdot u9091 + \nu_t \end{aligned} \quad (4.2)$$

$$\overset{\circ}{PKB}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \overset{\circ}{L}_t + \gamma_2 \cdot GINI_{t-1}^2 + \gamma_3 \cdot GINI_{t-1} + \eta_t \quad (4.3)$$

gdzie:

- $\overset{\circ}{PKB}_t$ — stopa wzrostu PKB w roku t , w cenach stałych (w %),
 $\overset{\circ}{L}_t$ — stopa wzrostu liczby pracujących w roku t (w %),
 $(I/PKB)_t$ — stopa inwestycji w roku t , w cenach bieżących (w %),
 $GINI_t$ — współczynnik Giniego w roku t (w %),
 $u(.)$ — zmienna zero-jedynkowa (w nawiasie wyodrębniono lata 1980—1981, 1989—1991 lub 1990—1991),
 $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ — parametry strukturalne modeli,
 $\varepsilon_t, \nu_t, \eta_t$ — składniki losowe.

Wyniki badań ekonometrycznych charakteryzujących wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELI (4.1)—(4.3)

Zmienne objaśniające i statystyki	Modele		
	(4.1)	(4.2)	(4.3)
Wyraz wolny	-5,010 (-0,81)	-63,13 (-2,76)	-141,88 (-6,20)
$\overset{\circ}{L}_t$	0,780 (2,96)	0,612 (2,30)	0,867 (4,16)
$(I/PKB)_t$	0,282 (1,67)	0,241 (1,53)	.
$(GINI_t)^2$	.	-0,079 (-2,45)	.
$GINI_t$	0,121 (0,89)	4,485 (2,56)	.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELI (4.1)—(4.3) (dok.)

Zmienne objaśniające i statystyki	Modele		
	(4.1)	(4.2)	(4.3)
$(GINI_{t-1})^2$	.	.	-0,180 (-6,04)
$GINI_{t-1}$	.	.	10,350 (6,23)
$u8081$	-12,59 (-5,71)	-11,36 (-5,69)	.
$u8991$	-7,003 (-3,43)	.	.
$u9091$	.	-9,385 (-3,96)	.
R^2	0,747	0,801	0,894
AR^2	0,702	0,756	0,869
S_e	2,88	2,61	1,78
JB	4,94 (0,08)	3,689 (0,16)	0,75 (0,69)
LM	1,66 (0,44)	2,68 (0,26)	3,47 (0,18)
DW	1,57	1,43	1,49
$White$	9,32 (0,32)	9,12 (0,43)	4,82 (0,44)
N_{obs}	34	34	16
Okres	1973—2006	1973—2006	1990—2006
$GINI_{opt}^a$	.	28,5	28,7

^a Wartość optymalna (maksimum paraboli) współczynnika Giniego (w %).

Źródło: jak przy tabl. 2.

Model (4.1) wskazuje na dodatni wpływ nierówności na wzrost¹⁷. Zbyt niska statystyka t oznacza, że ocena parametru przy współczynniku Giniego nieistotnie różni się od 0. Wynika to z nieliniowego — parabolicznego związku między zmiennymi. Hipotezę o parabolicznym wpływie nierówności na wzrost zweryfikowaliśmy w kolejnych modelach. W modelu (4.2), przeprowadzonym dla lat 1973—2006, zależność między nierównościami płac i wzrostem PKB ma charakter jednoczesny, a w modelu (4.3), lata 1990—2006, opóźniony o jeden rok¹⁸. W pierwszym z modeli stopa inwestycji nieistotnie wpływa na wzrost. W drugim została usunięta, ze względu na ujemny znak szacowanego parametru¹⁹.

¹⁷ Podobnie jak w poprzednich badaniach.

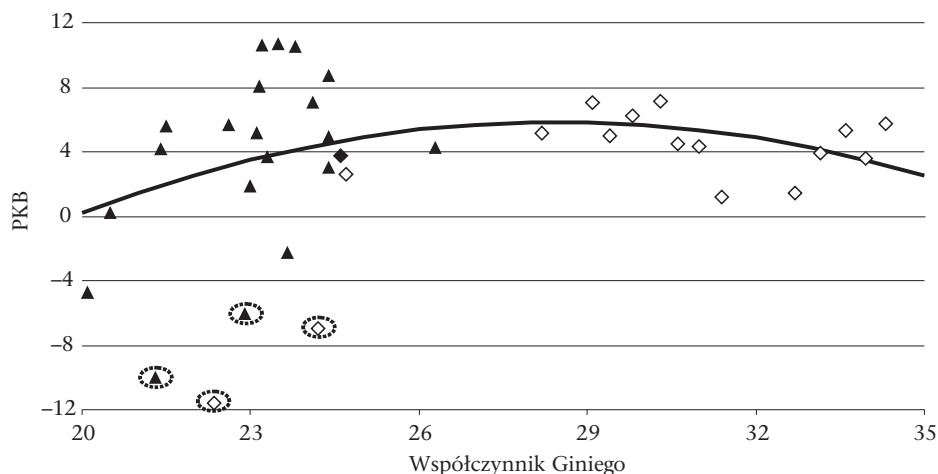
¹⁸ Przeprowadzono także badania z wykorzystaniem szeregów czasowych obejmujących lata sprzed roku 1989. Uzyskano złe znaki ocen parametrów lub niską istotność szacunków.

¹⁹ Podejrzewamy, że problemy z uzyskaniem istotnego, pozytywnego wpływu stopy inwestycji na wzrost wynikają z nieliniowego charakteru tej zależności (szerzej w: Sztaudynger, 2003b).

Modele (4.2) i (4.3) potwierdzają hipotezę o parabolicznym wpływie nierówności na wzrost. Oszacowaliśmy optymalne współczynniki Giniego, odpowiednio ok. 28,5% oraz 28,7%. Szacunki te są niemal identyczne z wynikami uzyskanymi w poprzednich badaniach. Wskazują one na stałość parametrów.

Na wyk. 6 przedstawiono parabolę odwzorowującą wpływ nierówności na wzrost na podstawie modelu (4.2). Trójkątami ($\blacktriangle$) zaznaczono obserwacje z lat 1973—1989, natomiast rombami ($\diamond$) — lata 1990—2006. Na wykresie można zauważyć wyższą wariancję obserwacji pochodzących z systemu socjalistycznego wokół modelu (krzywizny paraboli) i niższą — dla obserwacji reprezentujących system gospodarki rynkowej²⁰.

Wykr. 6. ZALEŻNOŚĆ WZROSTU PKB OD WSPÓŁCZYNNIKA GINIEGO
(próba 1973—2006)



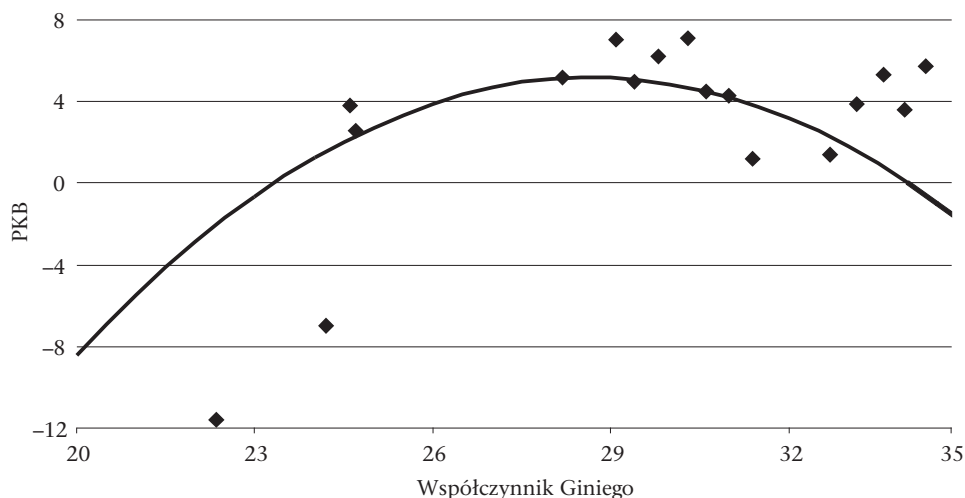
Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu (4.2) z tabl. 3.

Na podstawie modelu (4.3) wykreślono parabolę.

Porównując wykresy (6) i (7), na drugim można zauważyć lepsze dopasowanie modelu do danych (mniejszą wariancję obserwacji wokół krzywizny paraboli). Potwierdza to współczynnik determinacji (R^2), który dla modelu (3.3) jest wyższy, wynosi ok. 0,894.

²⁰ Obserwacje o najniższych stopach PKB (z lat 1980 i 1981 oraz 1990 i 1991) zostały wyodrębnione poprzez zastosowanie zmiennych zero-jedynkowych (u_{8081} oraz u_{9091}).

**Wykr. 7. ZALEŻNOŚĆ WZROSTU PKB OD WSPÓŁCZYNNIKA GINIEGO
(próba 1990—2006)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu (3.3) z tabl. 3.

Podsumowanie

Od początku lat dziewięćdziesiątych można dostrzec w badaniach naukowych rosnące zainteresowanie szeregami opisującymi nierówności płac i dochodów. Dotychczasowa, zbyt mała dostępność tych informacji ograniczała możliwości analizy. Dlatego w naszym artykule przedstawiliśmy zbiór danych opisujących nierównomierność płac w Polsce, współczynniki Giniego, w latach 1970—2006. Dane wykorzystaliśmy do analizy zależności między nierównościami płac a poziomem i wzrostem gospodarczym.

Nasze badania częściowo potwierdzają hipotezę Kuznetsa. Nierówności płac mogą wzrosnąć maksymalnie o ok. 0,1 p.proc., do poziomu 34,4%²¹. Następnie, wraz ze zwiększaniem poziomu gospodarczego reprezentującego przemiany strukturalne w gospodarce, zaczną spadać.

Na podstawie warunkowej krzywej Kuznetsa potwierdziliśmy dodatni wpływ stopy wzrostu gospodarczego na nierówności płac. Przy innych czynnikach niezmiennych, zwiększenie PKB o 1 procent spowoduje wzrost nierówności o ok. 0,1 p.proc. w następnym roku.

Badania relacji „przeciwej” pozwoliły potwierdzić paraboliczny wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy. Podobnie jak w naszych poprzednich badaniach oszacowaliśmy optymalną nierównomierność płac na poziomie ok. 28,7%. Zbyt niskie i zbyt wysokie nierówności, znacznie odbiegające od opty-

²¹ Jeśli nie rozpocznie się następna istotna zmiana struktury systemu gospodarczego.

malnego współczynnika Giniego, powodowały spowolnienie wzrostu gospodarczego.

W tym miejscu warto się zastanowić, czy parabola jest właściwą funkcją odwzorowującą wpływ nierówności na wzrost. Przypuszczamy, że społeczeństwo może przejawiać zróżnicowaną wrażliwość na nierówności płac, większą przy zbyt małych. Naszym zdaniem, może to wynikać ze znaczącej, motywacyjnej roli nierówności. Stawiamy hipotezę, że przy zbyt niskich nierównościach płac, ich wpływ na wzrost gospodarczy może być silniejszy, niż gdy są zbyt duże. W celu weryfikacji tej hipotezy, w kolejnych badaniach zastąpimy parabolę funkcją asymetryczną z maksimum.

mgr Paweł Kumor — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Ahluwalia M. S. (1976), *Inequality, Poverty and Development*, „Journal of Development Economics”, vol. 3
- Alesina A., Rodrik D. (1994), *Distributive Politics and Economic Growth*, „The Quarterly Journal of Economics”
- Analiza zmian wynagrodzeń za pracę w gospodarce uspołecznionej 1970—1978 (1979), GUS
- Anand S., Kanbur R. (1991), *International Poverty Projections*, „Working Papers”, http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSCContentServer/WDSP/IB/1991/03/01/000009265_3960930222234/Rendered/PDF/multi0page.pdf
- Banerjee A. V., Duflo E. (2003), *Inequality and Growth: What Can the Data Say?*, „Journal of Economic Growth”, vol. 8
- Barro R. J. (1999), *Inequality, Growth, and Investment*, „NBER Working Papers”, No. 7038, Cambridge
- Blümle G., Sell F. L. (1998), *A Positive Theory of Optimal Personal Income Distribution and Growth*, „Atlantic Economic Journal”, vol. 26
- Campano F., Salvatore D. (2007), *Economic Development and Income Distribution*, „Journal of Policy Modeling”, No. 29
- Chen B. L. (2003), *An Inverted-U Relationship Between Inequality and Long-Run Growth*, „Economics Letters”, No. 78
- Cornia G. A., Addison T., Kiiski S. (2003), *Income Distribution Changes and their Impact in the Post-World War II Period*, WIDER Discussion Paper, No. 2003/28, United Nations University WIDER, Helsinki
- Cornia G. A., Court J. (2001), *Inequality, Growth and Poverty in the Era of Liberalization and Globalization*, The United Nations University WIDER, Helsinki
- Deininger K., Squire L. (1996), *A New Data Set Measuring Income Inequality*, „The World Bank Economic Review”, vol. 10, No. 3
- Deininger K., Squire L. (1998), *New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth*, „Journal of Development Economics”, vol. 57
- Florczak W. (2008), *Macroeconomic Determinants of Wages Inequality in Poland*, „Argumenta Oeconomica”, No. 2 (21)
- Goudie A., Ladd P. (1999), *Economic Growth, Poverty and Inequality*, „Journal of International Development”, No. 11

- Heshmati A. (2006), *Conditional and Unconditional Inequality and Growth Relationships*, „Applied Economics Letters”, No. 13
- Higgins M., Williamson J. G. (2002), *Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness*, „Southeast Asian Studies”, vol. 40
- Józwiak J., Podgórski J. (1997), *Statystyka od podstaw*, PWE, Warszawa
- Kordos J. (1973), *Metody analizy i prognozowania rozkładów płac i dochodów ludności*, PWE, Warszawa
- Kot S. M. (2000), *Ekonometryczne modele dobrobytu*, PWN, Warszawa-Kraków
- Kumor P. (2006), *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9
- Kumor P. (2008a), *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7/8
- Kumor P. (2008b), *Wpływ poziomu gospodarczego na nierówności dochodów i płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3
- Kumor P. (2008c), *Wpływ poziomu gospodarczego na nierówności płac w Polsce — krzywa Kuzneta*, złożono do druku w „Annales. Etyka w życiu gospodarczym”
- Kumor P., Sztudynger J. J. (2007), *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce — analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1
- Kuznets S. (1955), *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review”, No. 45, vol. I (1)
- Mo P. H. (2000), *Income Inequality and Economic Growth*, „Kyklos”, vol. 53
- Pawłowska Z. (1979), *Ekonometryczna analiza rozkładów liczebności pracowników według wysokości płac w gospodarce uspołecznionej*, „Z. Prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych”, GUS i ZBSE PAN, Warszawa, zeszyt 107
- Persson T., Tabellini G. (1994), *Is Inequality Harmful for Growth?*, „The American Economic Review”, vol. 84, No. 3
- Słownik współczesnego języka polskiego* (1996), B. Dunaj (red. nauk.), Wydawnictwo WILGA, Warszawa
- Stiglitz J. E. (2006), *Szalone lata dziewięćdziesiąte. Nowa historia najświetniejszej dekady w dziejach świata*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006 r.* (2007), GUS
- Sztudynger J. J. (2003a), *Modifikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Sztudynger J. J. (2003b), *Nieliniowość wpływu stopy inwestycji na wzrost gospodarczy*, „Ekonomista”, nr 6
- Sztudynger J. J. (2007), *Spoleczne problemy wzrostu gospodarczego — analiza ekonometryczna*, w: B. Klimczak, A. Lewicka-Strzałecka (red.), *Etyka i ekonomia*, PTE, Warszawa, referat wygłoszony na VIII Kongresie Ekonomistów Polskich
- Zatrudnieni w gospodarce uspołecznionej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień 1980 r.* (1981), „Informacje i opracowania statystyczne”, GUS (z lat do 1990 r.)
- Zatrudnienie w gospodarce narodowej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień 1991 r.* (1992), „Informacje i opracowania statystyczne”, GUS (z lat do 1998 r.)

SUMMARY

The paper presents results of econometric surveys where two hypotheses were verified: Kuznets hypothesis (as the first) concerning the impact of economic level on salary inequalities and the second one on the parabolic impact of inequalities on the economic growth. The irregularities of the full-time employee