

Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy¹

Wprowadzenie

Nierównomierność dochodów (płac) charakteryzuje m.in. różnice między bogatymi a biednymi. Wielkość tych dysproporcji może wpływać na klimat zaufania między ludźmi, poczucie sprawiedliwości społecznej, i stąd, pośrednio oddziaływać na różne kategorie makroekonomiczne kraju, w tym na inwestycje i wzrost gospodarczy.

W teorii ekonomii prezentowane są sprzeczne poglądy o wpływie nierówności² na wzrost. Zdaniem ekonomistów istnieje wiele kanałów, poprzez które nierówność może wpływać na wzrost. Kanały te mają charakter zarówno gospodarczy, jak i społeczny. Z jednej strony nierówności dochodów lub płac mogą sprzyjać wzrostowi gospodarczemu, gdy np. odzwierciedlają zróżnicowane wykształcenie i efektywność pracowników. Z drugiej, nadmierne rozwarstwienie dochodów (płac) może spowolnić wzrost, gdy budzi sprzeciw społeczny, sprzyja utrwalaniu niekorzystnych dla wzrostu postaw społecznych, politycznych i gospodarczych (np. nepotyzm, ograniczanie możliwości awansu zawodowego biedniejszym, korupcja, przestępczość) lub uniemożliwia rozwój edukacyjny ludzi biednych. Na podstawie teorii ekonomii jest trudno jednoznacznie określić, jaki ostatecznie może być wpływ nierówności na wzrost. W pracy przedstawiliśmy najważniejsze, naszym zdaniem, ekonomiczno-społeczne przyczyny istnienia powiązań między nierównościami a wzrostem gospodarczym.

Badania wpływu nierówności dochodów na wzrost gospodarczy zapoczątkowano w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku (m.in. [Persson, Tabellini,

* Autor jest doktorantem Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego. Artykuł wpłynął do redakcji w kwietniu 2008 r.

1 Dziękuję J. Jackowi Sztaudyngerowi za uwagi wniesione do artykułu. Tekst opracowany w ramach badań własnych: *Zróżnicowanie dochodów w wybranych krajach a wzrost gospodarczy. Wnioski dla Polski*, finansowanych przez Uniwersytet Łódzki.

2 Pojęcie „nierówność” utożsamiamy z pojęciem „nierównomierność”. 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 współczesnego języka...* 1996, s. 606). „Nierówność” wskazuje więc na różnice między tymi wielkościami. Odróżnia ją od „nierównomierności” brak słowa „miara”, oznaczającego możliwość dokonania pomiaru tych różnic. „Nierównomierny”, to inaczej *nieproporcjonalnie rozłożony* (tamże). Przez statystyków „nierównomierność” wykorzystywana jest do opisu szczególnego rodzaju nierówności, koncentracji (por. Józwiak, Podgórski 1997, s. 62).

1994]). Oparto je na założeniu o liniowym związku statystycznym między nierównościami a wzrostem. Dotychczasowe wyniki badań ekonometrycznych potwierdzały wzajemnie sprzeczne poglądy o pozytywnej bądź negatywnej relacji (por. [Sztadynger, 2005], [Forbes, 2000], [Barro, 1999]). Dopiero na początku XXI wieku zaproponowano hipotezę parabolicznego wpływu nierówności na wzrost [Cornia, Court, 2001], [Sztadynger, 2003] i przeprowadzono pierwsze badania ekonometryczne, które ją potwierdziły (np. [Chen, 2003], [Kumor, Sztadynger, 2007]).

W pracy przedstawiliśmy nasze oszacowania wpływu nierówności na wzrost gospodarczy w Polsce w latach 1985-2006. Relację między nierównościami i wzrostem odwzorowaliśmy za pomocą paraboli. Do badań wykorzystaliśmy nierównomierność rozkładu płac, mierzoną współczynnikiem koncentracji Lorenza.

Głównym celem jest zbadanie, czy analizowany związek paraboliczny, między nierównościami a wzrostem jest przyczynowo-skutkowy czy tylko pozorny. Stawiamy hipotezę, że w oszacowanym modelu wzrostu gospodarczego występują mechanizmy samoregulujące, sprowadzające stopę wzrostu na jej trajektorię długookresowej równowagi. Dla jej zweryfikowania zbadaliśmy stopnie zintegrowania szeregów statystycznych oraz przeprowadziliśmy analizę kointegracji. W analizie kointegracji wykorzystaliśmy model korekty błędem.

Nierówności a wzrost gospodarczy w świetle teorii ekonomii

W teorii ekonomii najczęściej poruszana jest problematyka wyboru między efektywnością a sprawiedliwością podziału dochodów. Efektywność utożsamiana jest z ilością dostępnych dóbr³. Im większa ilość dóbr (wielkość dochodów), dostępnych po dokonanych podziale, tym większa efektywność. Z kolei przez sprawiedliwość rozumiany jest względnie niski poziom nierówności dochodów (por. [Stiglitz, 2004, s. 112]).

Dotychczas obie kategorie, efektywność i sprawiedliwość, były sobie przeciwstawiane w tym sensie, że chęć zwiększenia jednej wielkości, np. efektywności, wymuszało konieczność zwiększenia, niekorzystnych dla ogółu społeczeństwa, nierówności dochodów⁴. Stąd najczęściej stawiane jest pytanie: *jak bardzo musi się obniżyć efektywność, aby zmniejszyły się nierówności społeczne?* To pytanie jest ważne społecznie, gdyż oddaje wagę konfliktu występującego między motywowaniem ludzi do wydajniejszej pracy poprzez wynagradzanie najbardziej efektywnych pracowników i najbardziej innowacyjnych przedsiębiorców a żądaniem biedniejszych ludzi do zmniejszania nierówności dochodowych.

³ Stiglitz [2004, s. 124–125] definiuje miarę efektywności jako *...sumę korzyści i strat wszystkich osób* (społeczności uczestniczących w podziale dochodów, uzyskanego w wyniku przeprowadzonej redystrybucji – P.K.). Przyrost efektywności może także reprezentować wzrost gospodarczy lub wzrost wydajności pracy.

⁴ Stanowisku temu przeczą badania przeprowadzone m.in. przez Chena [2003], Kumora i Sztadyngera [2007].

Pojawia się problem wyboru pomiędzy zmniejszaniem nierówności dochodów kosztem utraty efektywności (części wzrostu gospodarczego), a zwiększaniem efektywności przy jednoczesnym zwiększaniu nierówności.

Wśród teoretycznych przyczyn związku nierówności ze wzrostem gospodarczym Barro [1999, s. 1-6] wyróżnił cztery główne nurty: niedoskonałości rynku kredytowego, redystrybucji dochodów, niepokoju społecznego (ang. *social unrest*) oraz stóp oszczędności.

Niedoskonałość rynku kapitałowego oznacza asymetrię dostępu do informacji dla jego uczestników oraz nieskuteczność instytucji, zabezpieczających ich interes prawny. Osiągnięcie zysków wymaga przekroczenia pewnego progu inwestycji, dostępnego tylko dla bogatych. W sytuacji niedoskonałości rynku, nierówności pozytywnie wpływają na inwestycje i wzrost, gdyż tylko bogaci przeznaczają znaczną część swoich zysków na inwestycje. Z niedoskonałością rynku kapitałowego, związana jest ograniczona możliwość uzyskania kredytu, głównie przez biedniejszych ludzi, którzy zdaniem Barro, mają relatywnie wysoką stopę zysku, gdyż inwestują w podnoszenie swoich kwalifikacji zawodowych i umiejętności (kapitał ludzki). Stąd konkluzja, że zwiększenie (relatywnego) poziomu dochodów ludzi biedniejszych, np. poprzez redystrybucję majątku i dochodów od bogatszych, sprzyja wzrostowi przeciętnej wydajności inwestycji (por. także [Mo, 2000, s. 296]). Zmniejszanie nierówności (do pewnego poziomu) prowadzi do przyspieszenia wzrostu gospodarczego. W przeciwnym przypadku dochodzi do koncentracji majątku w rękach małej grupy ludzi⁵. Innego zdania są Galor i Tsiddon (za: [Forbes, 2000, s. 870]), dostrzegający pozytywne oddziaływanie większych nierówności na wzrost dla mniej rozwiniętych gospodarek (ang. *less-developed economy*). Stwierdzili oni, że wysoki poziom nierówności może być niezbędny dla wzrostu. Argumentują to silniejszym wpływem społeczności lokalnej, sąsiedzkiej, koleżeńskej, otaczającej gospodarstwo domowe na indywidualne decyzje dotyczące podnoszenia poziomu edukacji.

Nowa ekonomia polityczna konstatuje zwiększanie nacisków politycznych osób biedniejszych, na redystrybucję zasobów, gdy średni dochód w gospodarce \bar{y} jest wyższy od mediany Me . Zjawisko to wiąże się z podejmowaniem decyzji przez „medianowego wyborcę” (ang. *median voter*) (szerzej w: [Kempf, Rossignol, 2005, s. 711-733], [Forbes, 2000, s. 870])⁶. Instytucje państwowe wdrażają różne programy społeczne, zapewniające redystrybucję zasobów. Wśród tych programów Barro wymienia: (1) bezpośrednie płatności transferowe (ang. *explicit transfer payments*), (2) systemy publicznych wydatków (ang. *public-expenditure programs*), np. na edukację oraz (3) politykę regulacyjną

⁵ Barro [1999, s. 2] zakłada, że silniejsze efekty (wyższa stopa wzrostu) ewentualnych pozytywnych zmian na rynku kapitałowym (zmniejszające jego niedoskonałość) mogą wystąpić w gospodarkach biedniejszych.

⁶ Przegląd prac opisujących skutki zachowania medianowego wyborcy można znaleźć w: [Lambert, Millimet, Slotje, 2003, s. 1065] oraz tzw. efekt tunelu w: (tamże, s. 1080), autorstwa Hirschmana i Rothschilda, przedstawiającego stosunek wyborcy (biednego i bogatego) do redystrybucji, zależny od oczekiwanych w niedalekiej przyszłości, osobistych korzyści.

(ang. *regulatory policies*). Wysoki stopień nierówności (gdy $\frac{\bar{y}}{Me} > 1$) uruchamia proces polityczny zwiększający redystrybucję. To z kolei prowadzi do wzrostu zniekształceń informacyjnych w gospodarce. Większy wpływ instytucji państwa, poprzez dodatkowe obciążenia podatkowe (majątkowe oraz od przychodu uzyskiwanego przez siłę roboczą) zniechęca do wydajniejszej pracy, redukuje inwestycje i w efekcie powoduje spowolnienie wzrostu.

Bogaci mogą podejmować działania lobbujące, kupowania głosów ustawodawców (korupcja), zmierzające do zaniechania redystrybucji dochodów. To pochłania dużą część ich zasobów, niekorzystnie wpływając na efektywność gospodarczą⁷ [Barro, 1999, s. 3-5]. Oznacza, że zwiększona redystrybucja zasobów może przyczyniać się do negatywnego wpływu nierówności na wzrost.

Następna teoria uwzględnia niepokoje społeczno-polityczne, które kształtują związek między nierównościami a wzrostem [Mo, 2000, s. 304], [Barro, 1999, s. 5-6]. Nierówności dochodowe i majątkowe przyczyniają się do nasilania zjawisk przestępczych, niepokojów społecznych, stwarzających warunki niepewności w gospodarce, także do wybuchu rewolucji destabilizującej funkcjonowanie państwa⁸. Efektami tych sytuacji są koszty ponoszone przez całe społeczeństwo, wśród których można wymienić [Barro, 1999, s. 6], por. także [Sztudynger, 2005, s. 69, 79-80]: (1) utratę zasobów (czasu i energii) potencjalnej siły roboczej – przestępców, (2) utratę zasobów ofiar przestępstw (w wyniku zniszczenia lub przeznaczenia ich na cele obronne), (3) zmniejszenie inwestycji, ze względu na zagrożenie praw własności⁹. Ograniczenie działania tych negatywnych czynników wymaga zmniejszenia nierówności poprzez transfery, które mogłyby doprowadzić do przyspieszenia wzrostu gospodarczego.

Należy zauważyć, że wzrost wydatków na „cele obronne” rodzi w gospodarce dodatkowy popyt i również pozytywnie wpływa na wzrost. Przypuszczamy jednak, że efekt netto, związany z pozytywnym i negatywnym działaniem „wymuszonej” restrukturyzacji zagregowanego popytu, jest ujemny. Popyt na rynku krajowym na zaniechaną (na skutek przestępczości) produkcję, może spowodować wzrost cen i importu.

W kolejnym zagadnieniu, zgodnie z *ogólną teorią* Keynesa [Barro, 1999, s. 6] przyjmuje się, że wraz ze wzrostem poziomu dochodu rośnie indywidualna stopa oszczędności. Zaprzestanie redystrybucji środków od bogatych do biednych pozytywnie wpływa na ogólną stopę oszczędności, gdyż skłonność do oszczędności z zysków *ludzi żyjących z zysków* (bogatych) jest większa od skłonności do oszczędności z wynagrodzenia za pracę *ludzi żyjących z płacy*

⁷ Dotyczy to głównie niekorzystnych zmian strukturalnych popytu i podaży, które zmniejszają zagregowaną efektywność wykorzystania zasobów produkcji. Warto zauważyć, że dodatkowo, negatywnym czynnikiem jest efekt utrwalania niewydajnej (lub nieoptymalnej) struktury i mechanizmów ją kształtujących.

⁸ Banerjee i Duflo [2003, s. 271] dopuszczają możliwość przeprowadzenia sabotażu w przemyśle, protestów ulicznych oraz prowadzenia wojny domowej w celu spełnienia żądań biednych.

⁹ Wyniki empirycznych badań wpływu nierówności na przestępczość dla Polski przedstawiono m.in. w: [Sztudynger, 2004].

(biednych)¹⁰. W tym przypadku wzrost nierówności sprzyja zwiększeniu inwestycji, co korzystnie wpływa na wzrost gospodarczy.

Przegląd hipotez o liniowym i parabolicznym wpływie nierówności na wzrost

Zaprezentowane główne nurty teoretyczne nie pozwalają na wysunięcie jednoznacznego wniosku o kierunku zależności między nierównościami a wzrostem. Wynika z nich, że wzrost nierówności dochodów może pozytywnie lub negatywnie wpływać na inwestycje i wzrost gospodarczy. Ostateczny efekt może zależeć od przeważenia wpływu jednego lub kilku elementów.

W literaturze dotychczas przedstawiano dwa poglądy dotyczące wpływu nierówności dochodów (płac) na wzrost gospodarczy¹¹:

- o negatywnym wpływie (potwierdzonym badaniami przeprowadzonymi m.in. przez de la Croix i Doepke [2003], Panizzę [2002], Deiningera i Squire'a [1998], Perssona i Tabellinię [1994], Ferreirę (por. [Sztaudynger, 2007]), Alesinę i Rodrika (por. [Próchniak, 2006, s. 337-338]), Falkingera i Zweimüllera [1997], Mo [2000], Rodrigueza [2000], Alesina i Perottiego, Birdstalla, Clarke'a (por. [Forbes, 2000, s. 869]), Perottiego (por. [Lambert, Millimet, Slotte, 2003]),
- o pozytywnym wpływie, który wynika z badań przeprowadzonych dla krajów rozwiniętych (Panizza [2002], Forbes [2000], Li, Zou [1998], Banerjee, Duflo [2003, s. 267-268], Partridge [1997], Morrissey, Mbabazi i Milner oraz Dollar i Kraay (por. [Sztaudynger, 2007]), Seguino (por. [Próchniak, 2006]))¹².

Poglądy o negatywnym wpływie przeważają (por. [Sztaudynger, 2005, s. 69]).

Sądzymy, że wymienione poglądy charakteryzują dwa przeciwstawne nurty, odpowiednio: egalitarystyczny, uzasadniający konieczność zmniejszania nierówności oraz motywacyjny, przychylny wyższemu wynagradzaniu najefektywniejszych jednostek.

W aspekcie egalitarnym, nierówności dochodów (płac) negatywnie wpływają na wzrost gospodarczy z wielu przyczyn zarówno z zachowań osób biedniejszych, jak również osób bogatszych. Biedni nie mogą wykorzystać swojego potencjału twórczego (inicjatywa gospodarcza) i wytwórczego (wysokokwalifikowana praca najemna), gdyż nie mają środków na rozpoczęcie działalności gospodarczej lub edukację własną i swoich dzieci (por. [Sztaudynger, 2005, s. 69], [Mo, 2000, s. 293]). Uzyskiwane z pracy środki finansowe przema-

¹⁰ Prawidłowość ta została wykorzystana w keynesistowskim modelu Kaldora dla złagodzenia efektu „ostrza jedynej ścieżki wzrostu” (por. [Tokarski, 2001, s. 17-18]).

¹¹ Zbiór kilkunastu wyników empirycznych badań oraz ich omówienie przedstawiono m.in. w Forbes [2000], Próchniak [2006].

¹² Pozytywny wpływ potwierdzają również badania przeprowadzone dla Polski na próbie 1985-2003. Wzrost nierówności płac, mierzonych współczynnikiem koncentracji Lorenza, o 1 pp. powoduje przyspieszenie wzrostu gospodarczego o około 0,3 pp. w przyszłym roku [Kumor, 2006, s. 8-9].

czają przede wszystkim na bieżącą konsumpcję. Wykorzystanie zaoszczędzonej części środków na edukację swoich dzieci jest ograniczone, gdyż ceny usług edukacyjnych zwiększają się m.in. ze względu na rosnącą siłę nabywczą osób bogatszych.

Długookresowa perspektywa pozostawania w biedzie nie motywuje biednych do wydajniejszej pracy. Zniechęca do podejmowania wszelkich przedsięwzięć, mogących poprawić ich sytuację.

W literaturze najczęściej opisuje się negatywne działania biednych, gdy nierówności są zbyt duże. Nie dostrzega się zachowań bogatych, zwłaszcza osób, których praca mogłaby być wynagradzana znacznie powyżej rzeczywistego poziomu ich krańcowej produktywności¹³. Teoretycznie, możemy założyć, że bogaci, którzy byliby mniej utalentowani od biednych, dążąc do utrzymania swojego dotychczasowego statusu, mogą utrudniać uzyskanie awansu zawodowego biedakom. Bogaci mogą zabezpieczać swój dotychczasowy styl życia ograniczając przestrzeń, którą efektywniej mogliby zagospodarować biedni. Zjawisko nepotyzmu w instytucjach publicznych i przedsiębiorstwach prywatnych nie będzie sprzyjało rozwojowi gospodarki. W razie niepowodzenia, np. utraty dobrze płatnej pracy, stanowiska posła w Sejmie, możliwość spadku (przejścia) osoby bogatszej do niżej usytuowanej, w hierarchii zarobków grupy osób, będzie większa i bardziej dotkliwa przy większych nierównościach dochodów w gospodarce. Zatem większe nierówności, mogą sprzyjać intensywniejszym, niekorzystnym dla gospodarki działaniom bogatych.

Z drugiej strony, nierówności mogą korzystnie wpływać na wzrost gospodarczy, gdy lepiej wynagradzają najefektywniejsze i najzdolniejsze jednostki (por. np. [Romer, 2000, s. 479 oraz 528-529]). Wyższe dochody uzyskują osoby, które są bardziej użyteczne w procesie tworzenia PKB, tj. na których usługi istnieje zwiększony popyt. Osoby te posiadają specjalistyczne wykształcenie i umiejętności, odpowiednią długość stażu, itp.

Charakter motywacyjny wpływu nierówności dochodów na wzrost może być analizowany na gruncie mikro- i makroekonomicznym. W skali całej gospodarki różnice te mogą wynikać ze zróżnicowanej kondycji konkurencyjnej przedsiębiorstw na rynku. Pracownicy mniej efektywnych firm będą przyciągani wyższymi zarobkami przez inne efektywniejsze podmioty gospodarcze¹⁴. Natomiast w skali danego przedsiębiorstwa różnice w wynagrodzeniach będą odzwierciedlać zróżnicowanie m.in. w wykształceniu pracowników, wydajności pracy, stażu i rodzaju wykonywanej pracy.

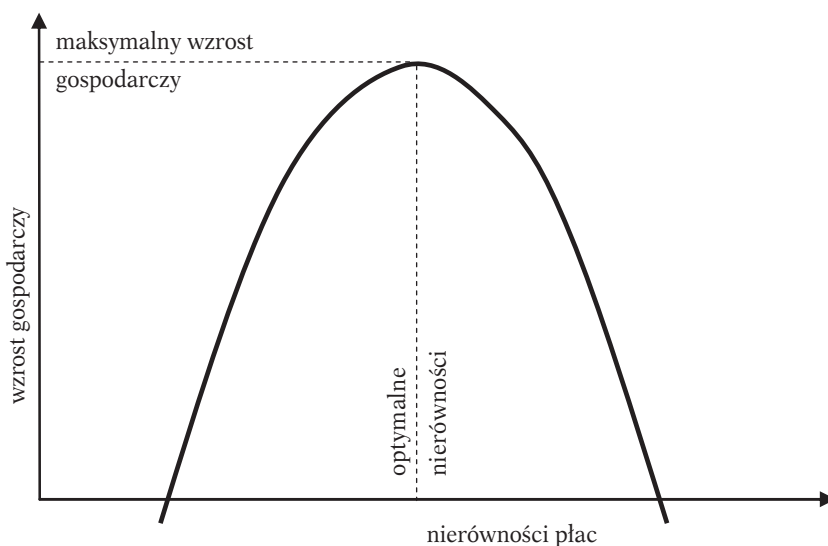
¹³ Sytuacja ta może występować, z różnym nasileniem, w każdym kraju, szczególnie w krajach byłego bloku socjalistycznego, w których następowała niekontrolowana alokacja zasobów, po przemianach społeczno-gospodarczych, zapoczątkowanych w roku 1989.

¹⁴ Zjawisko to wiąże się z efektywnością alokacji zasobów (siły roboczej) na rynku, która jest wynikiem podejmowania działań konkurujących przedsiębiorstw, starających się zmaksymalizować swoje zyski (por. [Stiglitz, 2004, s. 73]). Na jej podstawie, po zaobserwowaniu przemieszczania się siły roboczej z sektora rolniczego do przemysłu, Kuznets [1955] sformułował hipotezę o parabolicznym wpływie poziomu gospodarczego *per capita* na nierówności dochodów (wyniki analizy empirycznej dla Polski, potwierdzające hipotezę Kuzneta przedstawiono w: Kumor [2008]).

Podejścia: egalitarystyczne i motywacyjne zostały potwierdzone oszacowaniami modeli ekonometrycznych, do których nierówności dochodów wprowadzono liniowo. Niezgodność uzyskanych wyników może być spowodowana m.in. występowaniem innego rodzaju funkcji, nieliniowej. Dlatego Banerjee i Duflo [2003] podjęli próbę analizy przyczynowej pomiędzy nierównościami a wzrostem gospodarczym. Wykorzystując w badaniach dane panelowe odrzucili możliwość wykorzystania funkcji liniowej, a nawet monotonicznej, do opisu związku między tymi zmiennymi. Wnioski z ich badań mogą stanowić punkt odniesienia dla zbudowania innego typu relacji, niemonotonicznej¹⁵.

Sztaudynger [2003, s. 77] postawił hipotezę o nieliniowym wpływie nierówności na wzrost, opisanym za pomocą funkcji, która posiada maksimum wzrostu odpowiadające określonemu, optymalnemu poziomowi nierówności dochodów. Zaproponował wykorzystanie zależności o kształcie parabolicznym¹⁶, jako najprostszej funkcji nieliniowej posiadającej maksimum (por. rys. 1).

Rysunek 1. Stopa wzrostu PKB jako funkcja nierówności dochodów (płac)



Źródło: por. Cornia, Court [2001, s. 24], Chen [2003, s. 210] oraz Sztaudynger [2003, s. 76]

¹⁵ Odmienne do tej kwestii podszedł Barro, który przeprowadził badania osobno dla krajów biednych i bogatych. Przy wykorzystaniu potrójnej metody najmniejszych kwadratów (3SLS) i traktując okresy błędów określonych krajów jako przypadkowe, otrzymał ujemny związek pomiędzy nierównościami dochodowymi a wzrostem gospodarczym dla krajów biednych oraz dodatni, dla bogatych. Na tej podstawie Barro sformułował hipotezę, że wzrost nierówności hamuje wzrost gospodarczy w krajach biedniejszych i przyspiesza, w krajach bogatszych [Barro, 1999, s. 32], także: [Banerjee, Duflo, 2003, s. 267].

¹⁶ Podobną hipotezę o wpływie nierówności na wzrost odwzorowanym za pomocą „odwróconej litery U” postawili Cornia i Court [2001, s. 24]. Przypuszczenie to wyrazili także Banerjee, Duflo [2003, s. 267, 285-287].

Sprawiedliwość podziału dochodów (płac) utożsamiamy z określonym, optymalnym poziomem nierówności. niesprawiedliwe, czyli mniej efektywne (z punktu widzenia maksymalizacji stopy wzrostu PKB) są natomiast zbyt małe i zbyt duże nierówności. W tym kontekście, poczucie sprawiedliwości jest efektem sumy pozytywnych odczuć ogółu społeczeństwa, poprawiających relacje między nimi, zaufanie, ułatwiających współpracę (por. [Sztudynger, 2007]). Możliwe jednak, że optymalne nierówności dochodowe nie odzwierciedlają poczucia społecznej sprawiedliwości. Bogatsi zawsze będą chcieli mieć więcej niż inni, a biedni pragną im dorównać. Sądzymy, że poziom nierówności może odzwierciedlać sumę negatywnych odczuć społeczeństwa, które będą najmniej odpowiednie dla optymalnej nierówności dochodów, czyli najmniej szkodliwej (niekorzystnej) dla wzrostu gospodarczego. Optymalne nierówności mogą stanowić kompromis między lepszym wynagradzaniem wydajniejszej pracy a wyższym zaspokojeniem potrzeb biedniejszych.

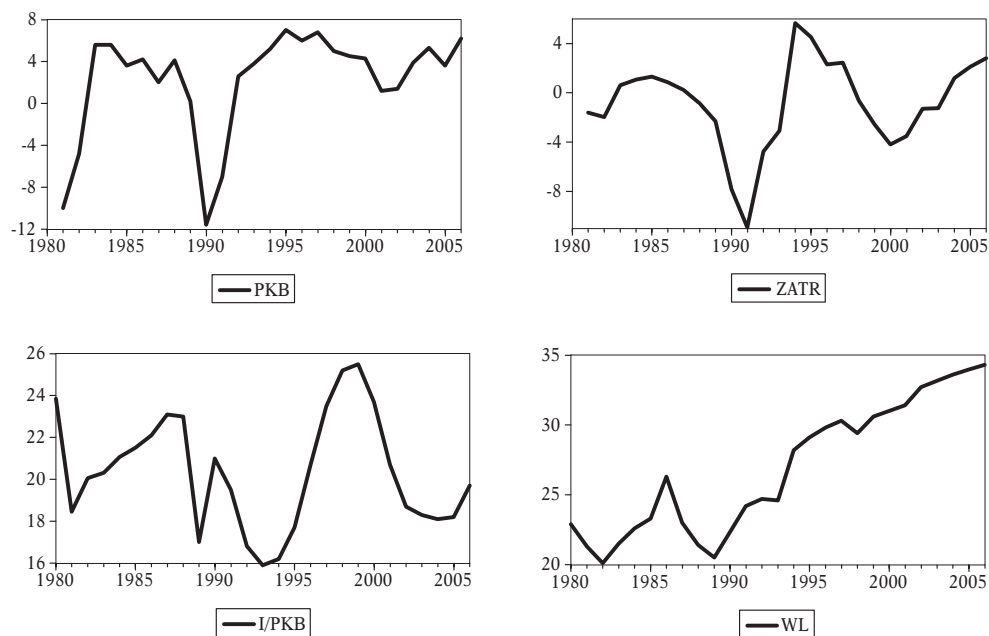
Analiza stacjonarności zmiennych

Badaniom zostaną poddane zmienne wykorzystane w modelu. Model ten będzie szacowany dla próby 1985-2006, obejmującej dwa reżimy społeczno-gospodarcze: okres pierwszy, przed transformacją ustroju oraz drugi, po roku 1989. Wykorzystanie informacji z obydwu okresów w jednym modelu ekonometrycznym wynika z konieczności uzyskania większej liczby obserwacji. Może jednak budzić wątpliwości, związane z nieporównywalnością informacji statystycznych w odmiennych systemach gospodarczych i w konsekwencji, z oszacowaniem niepoprawnych wyników. W celu sprawdzenia statystycznej poprawności szacunków, w dalszej części artykułu przetestujemy stabilność parametrów. Pozytywna weryfikacja pozwoli ...szacować pojedyncze równanie regresji... [Maddala, 2006, s. 209] dla obydwu okresów¹⁷.

Szeregi statystyczne – stopa wzrostu PKB (próba: 1981-2006), stopa wzrostu zatrudnienia (1981-2006), stopa inwestycji (1980-2006) i współczynnik Lorenza nierównomierności płac (1980-2006)¹⁸, przedstawiono na rysunku 1.

¹⁷ Dodatkowo, w celu porównania szacunków optymalnej nierówności płac, uzyskanych dla całego okresu oraz dla okresu skróconego, przeprowadziliśmy badania dla próby 1990-2006 (por. załącznik).

¹⁸ Współczynnik Lorenza dla roku 2005 nie był liczony przez GUS. Jego wartość (33,95%) uzyskaliśmy za pomocą interpolacji na podstawie danych z roku 2004 (33,6%) (*Struktura wynagrodzeń...*, 2007, s. 241) i 2006 (34,3%) – informacji otrzymanej od A.M. Piwowarczyka, głównego specjalisty w Departamencie Statystyki Społecznej GUS (26.10.2007r.).

Rysunek 2. Stopa wzrostu PKB, stopa wzrostu zatrudnienia, stopa inwestycji i współczynnik Lorenza

$P\dot{K}B$ – stopa wzrostu PKB w cenach stałych (w procentach),

$Z\dot{A}TR$ – stopa wzrostu zatrudnienia (w procentach),

I/PKB – stopa inwestycji w cenach bieżących (w procentach),

WL – współczynnik koncentracji Lorenza nierównomierności rozkładu płac (w procentach),

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Roczników Statystycznych GUS* (2007), Kumor (2006) oraz *Struktura wynagrodzeń...* (2007, s. 241)

Na podstawie rys. 1 można przypuszczać, że stopa PKB ($P\dot{K}B$), stopa zatrudnienia ($Z\dot{A}TR$) i stopa inwestycji (I/PKB) średnio nie zmieniają się w czasie. Stopa zatrudnienia prawdopodobnie posiada również stałą wariancję, z kolei stopa PKB – malejącą, a stopa inwestycji – rosnącą. Współczynnik Lorenza (WL) wykazuje rosnącą w czasie wartość średnią i malejącą wariancję. Zatem jedynie stopa zatrudnienia może być zmienną stacjonarną¹⁹, pozostałe zaś, niestacjonarne.

Niestacjonarność stopy wzrostu PKB jest dyskusyjna. Zmienna ta w dłuższym okresie powinna oscylować wokół średniej wartości – niezmiennej w czasie. Wydarzenia historyczne w latach 1980-1981 (niepokoje, strajki społeczne i wprowadzenie stanu wojennego) i 1989 roku (zmiana ustroju gospodarczo-społecznego kraju) miały istotny, negatywny wpływ na wzrost gospodarczy w latach 1981-1982, 1989-1991. Spowodowały krótkotrwałe „wytrącenia” stopy wzrostu PKB z jej długookresowej ścieżki. W latach 1983-1988 i 1992-2006 stopa PKB

¹⁹ Dla opisanego charakteru stacjonarności procesów stochastycznych wyróżnia się „silną stacjonarność” i „słabą stacjonarność”. Pojęcie „stacjonarność” utożsamiamy ze „słabą stacjonarnością”, czyli dotyczącą jedynie średnich wariancji oraz kowariancji szeregu czasowego (za: Charemza, Deadman 1997, s. 104).

(rys. 1) przyjmowała wartości dodatnie. Średnia w pierwszym okresie wyniosła 4,2%, natomiast w drugim, 4,5%²⁰. Różnica między tymi wartościami jest pomijalnie mała, może wynikać np. z losowości zjawisk naturalnych, błędów statystycznych, spowodowanych stosowanymi przez GUS zaokrągleniami publikowanych danych statystycznych. Dlatego przyjmujemy, że w obu okresach średnie wartości stopy PKB były identyczne. Wynika stąd, że stopa wzrostu PKB może być zmienną stacjonarną.

Problem poprawnej oceny niestacjonarności dotyczy również stopy inwestycji i współczynnika Lorenza. Warto zauważyć, że wartości obydwu zmiennych są ograniczone z dołu i z góry. Z rys. 1 wynika, że stopa inwestycji w latach 1980-2006 przyjmowała wartości w przedziale 16-26%, natomiast współczynnik nierówności płac, w latach 1980-2006: 20-35%.

Niejednoznaczność ocen stacjonarności (stopnia integracji) zmiennych dokonanych na podstawie rys. 1 można zweryfikować za pomocą odpowiednich testów. W opracowaniu wykorzystaliśmy trzy testy: rozszerzony test Dickey-Fullera (ADF), test Philipasa-Perrona (PP) oraz test Kwiatkowskiego-Philipasa-Schmidta-Shina (KPSS). Testy ADF i PP, nazywane „testami pierwiastka jednostkowego” (por. [Kębłowski, 2003, s. 87]), weryfikują hipotezę (zerową) o występowaniu pierwiastka jednostkowego (ang. *unit root test*). Brak podstaw do jej odrzucenia wskazuje na niestacjonarność szeregu²¹. Dla potwierdzenia wniosków wysuniętych na podstawie testów ADF i PP stosuje się analizę potwierdzającą CA (ang. *confirmatory analysis*) (por. [Maddala, 2006, s. 619]). W tym celu można wykorzystać KPSS, nazywany „testem stacjonarności” [Kębłowski, 2003, s. 88]. Test KPSS wskazuje na stacjonarność szeregu, gdy nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Potwierdzenie prawdziwości wyciąganych wniosków (na podstawie trzech testów) następuje, gdy weryfikowaną hipotezę odrzucimy (przyjmiemy) w dwóch pierwszych testach, a w trzecim, przyjmiemy (odrzucimy). Wynika stąd, że testy pierwiastka jednostkowego i testy stacjonarności *...są względem siebie komplementarne i powinny być stosowane równoległe...* [Kębłowski, 2003, s. 91].

Stosowanie analizy potwierdzającej obarczone jest błędami, np. możliwością potwierdzenia nieprawidłowych wyników (szerzej w: [Maddala, 2006, s. 619]). Ponadto w teście KPSS jest trudniej, niż w pozostałych, odrzucić nieprawdziwą hipotezę o niewystępowaniu pierwiastka jednostkowego (stacjonarności szeregu). Przykładowo, w badaniach, testy ADF i PP mogą wykazać, że zmienna jest zintegrowana w stopniu pierwszym (niestacjonarna), a test KPSS, w stopniu zerowym (stacjonarna). Ta niejednoznaczność analizy CA wystąpiła w naszych badaniach. Spowodowała, że wnioski oparliśmy na wynikach testów pierwiastka jednostkowego²².

²⁰ Obliczenia własne na podstawie *Roczników Statystycznych* (2007).

²¹ O problemach zniekształceń wyników przy małych rozmiarach próby m.in. Maddala [2006, s. 615].

²² Problemy, wynikające ze stosowania analizy potwierdzającej, może rozwiązać tzw. test hipotezy wspólnego potwierdzenia stopnia integracji ADF–KPSS (ang. *test of joint confirmation*), zaproponowany przez Charemzę i Syczewską [1998].

Wyniki analizy stopnia integracji zmiennych przedstawiono w tabl. 1. Badając możliwość występowania trendu deterministycznego i wyrazu wolnego (dryfu), w testach wykorzystano metodę Perrona [Harris, Sollis, 2005, s. 46-48]. W teście ADF liczbę opóźnień przyrostów analizowanej zmiennej wyznaczono na podstawie minimalizacji wartości kryterium informacyjnego Schwarza (SIC) oraz kryterium informacyjnego Akaike (AIC) (np. [Maddala, 2006, s. 615], [Harris, Sollis, 2005, s. 49], [Florczak, 2005, s. 4], [Kęłowski, 2003, s. 91], inne rozstrzygnięcia m.in. w: [Welfe, 2003, s. 346], [Kęłowski, 2003, s. 90-91], [Florczak, 2005, s. 4], [Maddala, 2006, s. 545-547] oraz [Harris, Sollis, 2005, s. 49-51]).

Tablica 1

Stopień integracji zmiennych

Zmienna	Test	Postać zmiennej		Wniosek
		x	Δx	
WL	ADF	-	+	I(1)**
	PP	-	+	I(1)**
	KPSS	+	.	I(0)
PKB	ADF	+	.	I(0)**
	PP	+	.	I(0)*
	KPSS	+	.	I(0)
ZATR	ADF	+	.	I(0)**
	PP	+	.	I(0)*
	KPSS	+	.	I(0)
INW	ADF	-	+	I(1)**
	PP	-	+	I(1)**
	KPSS	+	.	I(0)

** – 1% poziom istotności, * – 5% poziom istotności, ADF – rozszerzony test Dickey-Fullera, PP – test Philipisa-Perrona, KPSS – test Kwiatkowskiego-Philipisa-Schmidta-Shina, „+” – zmienna zintegrowana (stacjonarna, gdy „+” znajduje się w kolumnie „ x ” lub zintegrowana w stopniu pierwszym, gdy znak „+” znajduje się w kolumnie „ Δx ”), „-” – zmienna niezintegrowana, „.” – nie testowano stopnia integracji;

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Roczników Statystycznych* GUS (2007) oraz Kumor (2006).

Wyniki zaprezentowane w tabl. 1 pozwalają stwierdzić, że stopa wzrostu PKB i stopa wzrostu zatrudnienia są stacjonarne (zintegrowane w stopniu 0). W obydwu przypadkach analiza potwierdzająca CA daje zbieżne wyniki. Dla pozostałych zmiennych, współczynnika Lorenza i stopy inwestycji, testy ADF i PP wskazują na stacjonarność ich pierwszych przyrostów ($\Delta WL \sim I(0)$ oraz $\Delta(I/PKB) \sim I(0)$), natomiast test KPSS – stacjonarność zmiennych ($WL \sim I(0)$ oraz $I/PKB \sim I(0)$). Rozbieżność wniosków może wynikać m.in. ze zbyt krótkiej próby zmiennych (27-letniej) oraz wad analizy potwierdzającej. Dlatego przyjmujemy wnioski z identycznych dwóch wyników testów ADF i PP²³.

²³ W przypadku gdyby zmienne: współczynnik Lorenza i stopa inwestycji, zgodnie z wynikami testu KPSS były stacjonarne, wówczas okazałyby się, że wszystkie zmienne modelu 1 są stacjonarne. Oznaczałoby to, że między zmiennymi istnieją długookresowe relacje, tj. nie występuje tzw. regresja pozorna (ang. *spurious regression*) w modelu 1.

Wyniki analizy integracyjnej można przedstawić następująco:

$$\dot{PKB} = f\left(\overset{I(0)}{Z\dot{A}TR}, \overset{I(1)}{I/PKB}, \overset{I(1)}{WL}\right) \quad (1)$$

W równaniu jest ...spełniony konieczny warunek stacjonarności składnika losowego [Charemza, Deadman, 1997, s. 126]: istnieją (co najmniej) dwie zmienne objaśniające (WL , I/PKB) zintegrowane w stopniu pierwszym, czyli wyższym od stopnia integracji zmiennej objaśnianej stopy wzrostu PKB. Wynika stąd, że zmienne modelu są skointegrowane, czyli pozostają w długookresowym związku przyczynowym.

Analiza empiryczna wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy

Badania wpływu nierówności na wzrost, odwzorowanego za pomocą paraboli, przeprowadzono już kilkakrotnie. Poprawne wyniki, istotnie potwierdzające tę hipotezę uzyskał Chen [2003] na podstawie szeregów przekrojowo-czasowych (dla wyselekcjonowanych 43 i 54 krajów). Natomiast dla szeregów czasowych, opisujących gospodarkę Polski – Kumor, Sztaudynger [2007], Szwecji i USA – Pawlak, Sztaudynger [2008].

Nasza analiza oparta jest na modelu wzrostu gospodarczego, zaprezentowanym przez Kumora, Sztaudyngera [2007]. Próba obejmuje okres dłuższy o dwa lata (1985-2006). Do badań wpływu nierówności na wzrost został wykorzystany współczynnik koncentracji Lorenza charakteryzujący nierównomierność rozkładu płac.

Poniżej przedstawiono wyniki badania wpływu nierówności płac na stopę wzrostu PKB:

$$\begin{aligned} \dot{PKB} = & -72,34 + 0,769 \cdot Z\dot{A}TR + 0,277 \cdot \left(\frac{I}{PKB}\right)_{-1} - 0,086 \cdot WL_{-1}^2 + 4,973 \cdot WL_{-1} \\ & \begin{matrix} (-2,92) & (5,42) & (1,58) & (-2,51) & (2,62) \end{matrix} \\ & JB = 0,22(0,90) \quad W = 0,973 \quad DW = 2,06 \quad White = 4,12(0,39) \quad (2) \\ & R^2 = 0,820 \quad \bar{R}^2 = 0,778 \quad Se = 2,06 \quad F_{90} = 1,59(0,24) \end{aligned}$$

gdzie:

\dot{PKB} – stopa wzrostu produktu krajowego brutto w cenach stałych (w procentach),

$Z\dot{A}TR$ – stopa wzrostu zatrudnienia na podstawie stosunku pracy (w procentach),

I/PKB – stopa inwestycji, czyli relacja inwestycji (nakłady brutto na środki trwałe) do PKB w cenach bieżących (w procentach),

WL – współczynnik koncentracji Lorenza nierównomierności rozkładu płac (w procentach),

wartości w nawiasach, pod ocenami parametrów, oznaczają statystyki t -Studenta, natomiast przy statystykach testów JB , $White'a$, F (stabilności) – empiryczne poziomy istotności.

Znaki oszacowanych parametrów charakteryzujących związek statystyczny zmiennych objaśniających ze stopą wzrostu PKB są zgodne z teorią ekonomii. Ujemna wartość współczynnika przy kwadratowej postaci zmiennej WL wskazuje, że wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy jest odwzorowany za pomocą paraboli, której ramiona są skierowane w dół (por. rys. 1).

Przeprowadzone testy normalności (statystyka Jarque-Bera JB i Shapiro-Wilka W)²⁴, braku autokorelacji (Durbina-Watsona DW) oraz test heteroskedastyczności zakłóceń ($White'a$) potwierdzają słuszność zastosowania metody MNK i w konsekwencji wskazują na poprawność uzyskanych wyników.

Statystyka F_{90} (oparta na teście analizy wariancji²⁵) nie pozwala odrzucić hipotezy o stabilności, przy około 24-procentowym empirycznym poziomie istotności²⁶. Zatem możemy podejrzewać, że szacunki uzyskane na podstawie połączonych prób, obejmujących dwa reżimy gospodarcze, są poprawne i stabilne.

Na podstawie modelu oszacowaliśmy wartość optymalną nierówności płac (WL_{opt}) na poziomie 28,9%²⁷.

Z własności paraboli (rys. 1) wynika, że przy zbyt małym rozwarstwieniu dochodów wzrost gospodarczy jest mały, ponieważ ogranicza motywację pracowników do wydajniejszej pracy. Zwiększanie dysproporcji dochodów może pozytywnie wpływać na wzrost gospodarczy. Z kolei zbyt duże rozwarstwienie dochodów spowalnia ten wzrost. Zatem przy zbyt małych nierównościach, ich zwiększanie jest korzystne dla wzrostu gospodarczego, do optymalnego, sprawiedliwego w odczuciu społecznym poziomu 28,9%, natomiast dalsze zwiększanie nierówności jest niekorzystne.

Analiza kointegracyjna przy wykorzystaniu modelu korekty błędem

Analiza kointegracji szeregów czasowych jest jednym z najważniejszych kierunków zainteresowań nowoczesnej ekonometrii (por. [Charemza, Deadman, 1997, s. 103]). Pozwala zweryfikować, czy szacowane związki statystyczne między zmiennymi są przyczynowo-skutkowe czy pozorne. Dodatkowo wskazuje, jak szybko zmienna objaśniana grawituje do długookresowej równowagi po wytrąceniu jej z tej ścieżki, przez działanie losowych zaburzeń – sił zewnętrznych.

W badaniach kointegracji zmiennych wykorzystamy model korekty błędem ECM (ang. *error corection mechanism*). Idea ECM polega na przeprowadzeniu dwuetapowej metody Engle'a-Grangera [Welfe, 2003, s. 352-353]. Wynik pierw-

²⁴ Statystyki W obliczono w arkuszu Excel, na podstawie wzoru przedstawionego w: Domański [2001, s. 127].

²⁵ Znanym także pod nazwą testu Chowa. Innym testem zaproponowanym przez Maddalę [2006, s. 215] jest predykcyjny test Chowa. Zdaniem Maddali test analizy wariancji ma większą moc od testu predykcyjnego w sytuacji, gdy liczba obserwacji w okresie drugim jest większa od liczby zmiennych. Sytuacja ta wystąpiła w modelu.

²⁶ Ze względu na konieczność przeprowadzania badań dla n liczby obserwacji w podpróbach niemniejszej od $k + 1$ liczby zmiennych, podział na podpróby był następujący: 1985-1989 oraz 1990-2006.

²⁷ Warto zauważyć, że wartość ta jest zbliżona do uzyskanej w naszym poprzednim badaniu [Kumor, Sztudynger, 2007, s. 52] dla próby 1985-2004. Inni autorzy badań parabolicznego wpływu nierówności dochodów (liczonych współczynnikiem Giniego), a nie płac na wzrost gospodarczy, uzyskali następujące wyniki: Chen [2003, s. 210] – dla kilku wariantów – w przedziale od 37,2 do 40%, Pawlak, Sztudynger [2008] – 23,9% (dla Szwecji) i 45,7% (USA).

szego etapu, czyli estymacji metodą najmniejszych kwadratów *MNK* relacji między zmiennymi, przedstawiliśmy w modelu. Natomiast w drugim etapie, zbadamy stopień integracji reszt (z modelu), które następnie wykorzystamy do oszacowania metodą *MNK* modelu.

Model można przekształcić otrzymując reszty, czyli odchylenia stopy wzrostu PKB od jej długookresowej trajektorii równowagi [Charemza, Deadman, 1997, s. 129]:

$$e = P\hat{K}B + 72,34 - 0,77 \cdot Z\hat{A}TR - 0,28 \cdot (I/PKB)_{-1} + 0,09 \cdot WL_{-1}^2 - 4,97 \cdot WL_{-1} \quad (3)$$

Analiza stopnia integracji reszt (*e*) została przeprowadzona na identycznych zasadach, jak dla zmiennych modelu. Wyniki przedstawiono w tabl. 2.

Tablica 2

Stopień integracji reszt

Zmienna	Test	Postać zmiennej	Wniosek
		<i>x</i>	
<i>e</i>	ADF	+	I(0)**
	PP	+	I(0)**
	KPSS	+	I(0)

** – 1% poziom istotności, * – 5% poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne na podstawie modelu

Przeprowadzone testy ADF, PP, KPSS jednoznacznie potwierdzają stacjonarność reszt. Oznacza to, że zmienne w modelu, o różnym stopniu integracji, dążą do długookresowej równowagi. Współdziałają w taki sposób, że ich liniowa kombinacja pozostaje stacjonarna. Zatem możemy podejrzewać, że istnieje długookresowa relacja między stopą zatrudnienia, stopą inwestycji, współczynnikiem Lorenza nierówności płac a stopą wzrostu PKB.

Stacjonarne reszty oszacowane w modelu oraz spełnienie innych warunków (por. [Charemza, Deadman, 1997, s. 127]) pozwalają oszacować model korekty błędem²⁸.

$$\Delta \left(P\hat{K}B \right) = \underset{(-4,28)}{-1,17} \cdot e_{-1} + \underset{(6,85)}{1,06} \cdot \Delta Z\hat{A}TR + \underset{(2,78)}{0,59} \cdot \Delta (I/PKB)_{-1}$$

$$JB = 1,67(0,43), W = 0,956, LM_{\chi^2} = 1,07(0,59), White = 5,22(0,16), \quad (4)$$

$$R^2 = 0,775, \bar{R}^2 = 0,750, S_e = 1,99, F_{90} = 0,13(0,91)$$

gdzie e_{-1} – stacjonarne reszty oszacowane w modelu.

²⁸ Wykorzystanie przyrostu zmiennej stacjonarnej, stopy wzrostu PKB jako zmiennej objaśnianej w modelu ECM, może budzić wątpliwości z przyczyn metodologicznych (wynikające z twierdzenia Grangera o reprezentacji). Procedury Engle'a-Grangera dla stacjonarnej zmiennej objaśnianej przeprowadziliśmy na podstawie Charemzy, Deadmana [1997, s. 126] oraz M. Majsterka, adiunkta Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego UŁ. Dziękujemy dr. M. Majsterkowi za udzieloną pomoc w tym zakresie.

Wyniki modelu²⁹ wskazują, że system charakteryzuje się długookresową stabilnością relacji pomiędzy zmiennymi. Znak ujemny oceny parametru elementu korekty błędem $(-1,17)$, zgodny z założeniami teoretycznymi [Charemza, Deadman, 1997, s. 131-133], istotnie różni się od 0 oraz od -2 (przy 1-procentowym poziomie istotności). Wskazuje, że stopa wzrostu PKB dość szybko „grawituje” (Welfe 2003, s. 342) w kierunku swojej długookresowej równowagi, o około 117%.

Pozostałe oceny parametrów charakteryzują silny, krótkookresowy wpływ stopy zatrudnienia i stopy inwestycji na stopę wzrostu PKB. Zwiększenie tempa wzrostu zatrudnienia o 1 pp. spowoduje, przy innych czynnikach niezmiennych, więcej niż proporcjonalne, jednoczesne zwiększenie tempa wzrostu PKB, tj. o około 1,06 pp. Natomiast zwiększenie stopy inwestycji w roku poprzednim o 1 pp. spowoduje zwiększenie tempa wzrostu PKB w roku bieżącym, o około 0,6 pp. *ceteris paribus*.

Porównując modele można stwierdzić, że efekty krótkookresowego wpływu stopy wzrostu zatrudnienia oraz stopy inwestycji na stopę wzrostu PKB są silniejsze od efektów długookresowych, odpowiednio o około 40% i 110%.

Badając wpływ składnika korekty błędem na przyrost stopy wzrostu PKB w modelu, możemy stwierdzić, że ocena parametru nieistotnie różni się od -1 . Zatem powrót stopy wzrostu PKB do równowagi jest bardzo szybki. Skutki każdego zaburzenia, wytrącającego stopę wzrostu PKB z jej trajektorii długookresowej równowagi, będą eliminowane w bieżącym roku.

Poniżej przedstawiamy wyniki badań ekonometrycznych (przy wykorzystaniu metody MNK), na podstawie zmodyfikowanego modelu, dodatkowo uwzględniające krótkookresowe, istotne wpływy stopy inwestycji i stopy zatrudnienia z modelu (próbna: 1985-2006)³⁰.

$$\begin{aligned} \overset{\circ}{PKB} = & -67,21 + 0,52 \cdot \overset{\circ}{Z\dot{A}TR} + 0,86 \cdot \Delta \overset{\circ}{Z\dot{A}TR} + 0,60 \cdot \Delta (I/PKB)_{-1} + \\ & - 0,09 \cdot WL_{-2}^2 + 5,04 \cdot WL_{-2} \end{aligned} \quad (5)$$

$$JB = 0,35(0,84), W = 0,981, LM_{\chi^2} = 5,69(0,06), DW = 2,18,$$

$$White = 21,6(0,25), R^2 = 0,844, \bar{R}^2 = 0,795, S_e = 1,97, F_{91} = 1,42(0,30)$$

Wpływ wszystkich zmiennych jest istotny. W porównaniu z modelem (2), w modelu (5), nie występuje poziom stopy inwestycji ze względu na nieistotność otrzymywanej (w różnych wariantach) oceny parametru. Wynika stąd, że stopa wzrostu PKB może być kształtowana przez przyrost inwestycji z poprzedniego roku. Natomiast wpływ współczynnika Lorenza nierówności płac na wzrost

²⁹ Oszacowania przeprowadzono wielowariantowo, z różnymi opóźnieniami (od największego, do najmniejszego) i z przyrostami WL (których wpływ był nieistotny).

³⁰ Reszty w modelu zostały poddane testom stopnia integracji (ADF, PP, KPSS), na podstawie których możemy potwierdzić ich stacjonarność.

jest opóźniony o dwa lata. Wartość optymalna współczynnika Lorenza wynosi około 28,7% i jest zbliżona do wartości oszacowanej w modelu (2)³¹.

Podsumowanie

W badaniach uzyskaliśmy istotne wyniki potwierdzające wpływ nierówności płac na wzrost gospodarczy, odwzorowany za pomocą paraboli. Tym samym potwierdziliśmy wcześniejsze szacunki, otrzymane na podstawie krótszego o 2 lata okresu próby (por. [Kumor, Sztudynger, 2007]). Badania wzbogaciłyśmy metodami estymacji, wykorzystując analizę stopnia integracji i analizę kointegracji. Wartość optymalna nierówności płac, oszacowana na poziomie 28,7%, jest zbliżona do uzyskanej w poprzednim badaniu, przeprowadzonym na krótszej próbie.

Przypuszczamy, że optymalny współczynnik Lorenza nierówności płac reprezentuje równowagę między dwiema przeciwstawnymi tendencjami, egalitarną i różnicującą (motywacyjną). Optymalna nierówność płac może odpowiadać społecznemu poczuciu sprawiedliwości, sprawiedliwych nierówności. Zbyt duże lub zbyt małe nierówności, znacznie odbiegające od wartości 28,7% niekorzystnie wpływają na relacje między ludźmi, obniżają wydajność pracy i kapitał ludzki, i w konsekwencji spowalniają wzrost gospodarczy.

Mimo stosunkowo krótkiej, 22-letniej próby, analiza kointegracyjna pozwoliła wstępnie potwierdzić istnienie przyczynowo-skutkowego, parabolicznego związku statystycznego między nierównościami płac a stopą wzrostu gospodarczego. W naszym modelu wzrostu gospodarczego, między stopą wzrostu zatrudnienia, stopą inwestycji, nierównościami płac a stopą wzrostu PKB występuje długookresowa relacja. Jednorazowe wytrącenie stopy wzrostu gospodarczego ze stabilnej trajektorii równowagi, przez losowe czynniki zewnętrzne, ma charakter krótkotrwały. Mechanizmy samoregulujące, istniejące wewnątrz analizowanego systemu kształtującego wzrost gospodarczy, sprowadzają go na ścieżkę długookresowej równowagi w bieżącym roku. Sprzyjają utrzymaniu stabilnego tempa wzrostu PKB, powyżej 4%.

Bibliografia

- Banerjee A.V., Duflo E., [2003], *Inequality and Growth: What Can the Data Say?*, „Journal of Economic Growth”, Vol. 8, No. 3, s. 267-299.
- Barro R.J., [1999], *Inequality, Growth, and Investment*, „NBER Working Papers”, nr 7038.
- Charemza W.W., Deadman D.F., [1997], *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.

³¹ Warto zauważyć, że wyniki testu stabilności w modelu nie pozwalają odrzucić hipotezy o stałości parametrów w całej próbie. Ponadto przedstawione w załączniku szacunki modelu na skróconej próbie (1990-2006) pozwoliły obliczyć wartość optymalną współczynnika Lorenza (28,9%), która jest równa wartości oszacowanej w modelu (2) i bliska, w modelu (5).

- Charemza W.W., Syczewska E.M., [1998], *Joint Application of the Dickey-Fuller and KPSS Tests*, „Economic Letters” Vol. 61, s. 17-21.
- Chen B.-L., [2003], *An Inverted-U Relationship Between Inequality and Long-Run Growth*, „Economics Letters” No. 78, s. 205-212.
- Cornia G.A., Court J., [2001], *Inequality, Growth and Poverty in the Era of Liberalization and Globalization*, The United Nations University WIDER, Helsinki, <http://www.wider.unu.edu/publications/pb4.pdf>.
- de la Croix D., Doepke M., [2003], *Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters*, „The American Economic Review”, Vol. 93 (4), s. 1091-1113.
- Deininger K., Squire L., [1998], *New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth*, „Journal of Development Economics” No. 57, s. 259-287.
- Domański Cz., [2001], *Elementy statystyki matematycznej*, [w:] *Metody statystyczne. Teoria i zadania*, (red.) Cz. Domański, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Falkinger J., Zweimüller J., [1997], *The Impact of Income Inequality on Product Diversity and Economic Growth*, „Metroeconomica” 48 (3), s. 211-237.
- Florczak W., [2005], *Stopień integracji kluczowych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w świetle wybranych testów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 1-15.
- Forbes K.J., [2000], *A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth*, „The American Economic Review” Vol. 90, No. 4, s. 869-887.
- Harris R., Sollis R., [2005], *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, J. Wiley, Durham.
- Józwiak J., Podgórski J., [1997], *Statystyka od podstaw*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Kempf H., Rossignol S., [2005], *Growth, Inequality, and Integration: a Political Economy Analysis*, „Journal of Public Economic Theory” Vol. 7 (5), s. 709-739.
- Kęłbowski P., [2003], *Test hipotezy wspólnego potwierdzenia stopnia integracji ADF–KPSS*, „Przegląd Statystyczny” z. 3, s. 87-104.
- Kumor P., [2006], *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 1-12.
- Kumor P., [2008], *Wpływ poziomu gospodarczego na nierówności dochodów i płac*, przyjęty do druku w „Wiadomościach Statystycznych”, nr 3.
- Kumor P., Sztadynger J.J., [2007], *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1, s. 45-59.
- Kuznets S., [1955], *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review”, Vol. I (1), No. 45, s. 1-28.
- Lambert P.J., Millimet D.L., Slotte D., [2003], *Inequality Aversion and the Natural Rate of Subjective Inequality*, „Journal of Public Economics” No. 87, s. 1061-1090.
- Li H., Zou H., [1998], *Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence*, „Review of Development Economics”, 2(3), s. 318-334
- Maddala G.S., [2006], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Mo P.H., [2000], *Income Inequality and Economic Growth*, „Kyklos” Vol. 53, s. 293-316.
- Panizza U., [2002], *Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data*, „Journal of Economic Growth” No. 7, s. 25-41.
- Partridge M.D., [1997], *Is Inequality Harmful for Growth? Comment*, „The American Economic Review” Vol. 87, No. 5, s. 1019-1032.
- Pawlak W., Sztadynger J.J., [2008], *Optymalne zróżnicowanie dochodów w Stanach Zjednoczonych i Szwecji – analiza ekonometryczna*, przyjęte do druku w „Annales. Etyka w życiu gospodarczym”, t. 11.
- Persson T., Tabellini G., [1994], *Is Inequality Harmful for Growth?*, „The American Economic Review” Vol. 84, No. 3, s. 600-621.
- Próchniak M., [2006], *Czynniki wzrostu gospodarczego – wnioski z badań empirycznych*, „Ekonomista”, nr 3, s. 305-345.
- Roczniki Statystyczne Polski*, [2007], GUS, Warszawa i inne tomy, 1982-2006.

- Rodriguez C.B., [2000], *An Empirical Test of the Institutional View on Income Inequality: Economic Growth within the United States*, „American Journal of Economics and Sociology” Vol. 59, No. 2, 303-313.
- Romer D., [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Słownik współczesnego języka polskiego*, [1996], (red. nauk.) B. Dunaj, Wydawnictwo WILGA, Warszawa.
- Stiglitz J.E., [2004], *Ekonomia sektora publicznego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006*, [2007], Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Sztaudynger J.J., [2003], *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Sztaudynger J.J., [2005], *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Sztaudynger J.J., [2007], *Spoleczne problemy wzrostu gospodarczego – analiza ekonometryczna*, [w:] *Etyka i ekonomia*, (red.) B. Klimczak, A. Lewicka-Strzałecka, Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego, Warszawa, s. 133-164, referat wygłoszony na VIII Kongresie Ekonomistów Polskich.
- Sztaudynger M., [2004], *Ekonometryczna analiza przestępczości w ujęciu terytorialnym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 50-62.
- Tokarski T., [2001], *Determinanty wzrostu gospodarczego w warunkach stałych efektów skali*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe A., [2003], *Ekonometria. Metody i ich zastosowania*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.

