



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Tomasz PANEK*

Czy wzrost gospodarczy w Polsce w latach 2005–2015 był korzystny dla ubogich?

Streszczenie: Po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej w 2004 r. wzrost gospodarczy znacznie przyspieszył, a średnie tempo wzrostu PKB w ciągu 10 lat wyniosło przeszło 4%. Szybkiemu wzrostowi gospodarczemu towarzyszył wzrost dochodów realnych gospodarstw domowych. Nie wszystkie grupy społeczne w równym stopniu skorzystały jednak z tego wzrostu. W artykule podjęto próbę odpowiedzi na pytanie: Czy ze wzrostu gospodarczego skorzystali w większym stopniu ubogim, czy też nieubogim. Innymi słowy, czy wzrost gospodarczy sprzyjał ubogim, czy też nieubogim. W części teoretycznej artykułu dokonano uporządkowania definicji wzrostu sprzyjającego. W kolejnym kroku zostały przedstawione różne podejścia do analizy charakteru wzrostu oraz podstawowe miary wzrostu sprzyjającego ubogim. Obok prezentacji teoretycznych podstaw konstrukcji tych miar omówiono ich podstawowe zalety i ograniczenia oraz zaproponowano pewne ich modyfikacje. W części empirycznej dokonano weryfikacji hipotezy: czy wzrost gospodarczy w Polsce w latach 2005–2015 był sprzyjający ubogim, stosując wcześniej przedstawione metody oceny charakteru wzrostu. Podstawą przeprowadzonych analiz charakteru wzrostu w Polsce są dane panelowe z badania Diagnoza Społeczna (DS) realizowanego przez Radę Monitoringu Społecznego. Wyniki przeprowadzonych analiz empirycznych wskazują, że generalnie wzrost gospodarczy w Polsce był w latach 2005–2015 wzrostem sprzyjającym ubogim.

Słowa kluczowe: ubóstwo, wzrost ekonomiczny, nierówności

Kody klasyfikacji JEL: D31, D63, I32, O15

Artykuł nadesłany 24 stycznia 2019 r., zaakceptowany 17 kwietnia 2019 r.

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Instytut Statystyki i Demografii;
e-mail: tompaa@sgh.waw.pl

Wprowadzenie

Po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej w 2004 r. wzrost gospodarczy w naszym kraju znacznie przyspieszył, a średnie tempo wzrostu PKB w ciągu 10 lat wyniosło przeszło 4%. Szybkiemu wzrostowi gospodarczemu towarzyszył wzrost dochodów realnych gospodarstw domowych. Wzrosły one w ujęciu realnym o przeszło 40%. Powstaje pytanie: Czy z szybkiego wzrostu PKB oraz dochodów realnych ludności bardziej skorzystali ubodzy, czy też nieubodzy. Innymi słowy, czy wzrost gospodarczy był sprzyjający ubogim, czy też nieubogim.

Zwalczanie ubóstwa znajduje się dzisiaj we wszystkich programach związanych z rozwojem społecznym, formułowanych zarówno na szczeblu globalnym, regionalnym, krajowym, jak i lokalnym. Można tutaj wskazać globalny program rozwoju społecznego ONZ (nazwany Milenijne Cele Rozwoju – *Millennium Development Goals*), którego pierwszym z ośmiu celów było zwalczanie skrajnego ubóstwa i głodu na świecie, strategię lizbońską, która stanowiła punkt zwrotny działań UE w zakresie zwalczania ubóstwa i wykluczenia społecznego, tzw. Krajowe Plany Działań Przeciw Ubóstwu i Wykluczeniu Społecznemu (*National Actions Plans Against Poverty and Social Exclusion*) przyjmowane przez kraje członkowskie w celu realizacji strategii lizbońskiej oraz strategię Europa 2000, w której jeden z pięciu głównych celów dotyczył promocji integracji społecznej, w szczególności poprzez redukcję ubóstwa [Copeland, Daly, 2012].

Wśród wielu podejść do zwalczania ubóstwa szczególnie eksponowane jest w ostatnich latach podejście zwane wzrostem gospodarczym sprzyjającym ubogim (*pro-poor growth*). W podejściu tym przyjmuje się, że chociaż wysoki wzrost gospodarczy jest niezbędny dla rozwoju, nie jest on jednak wystarczającym warunkiem redukcji ubóstwa. O tym, czy wysoki wzrost gospodarczy jest sprzyjający ubogim, decyduje udział różnych grup w tworzeniu i podziale dochodu narodowego. Udział w tworzeniu dochodu narodowego zapewnia polityka pracy (*workfare state*), a udział w jego podziale państwo opiekuńcze (*welfare state*) poprzez redystrybucję dochodów.

Problematyka wpływu wzrostu gospodarczego na redukcję ubóstwa stanowi od kilkunastu lat przedmiot dyskusji naukowej i badań empirycznych [Kakwani, Pernia, 2000; Dollar, Kraay, 2002; Ravallion, Chen, 2003; Kakwani, Khandker, Son, 2004; Ravallion, 2004; Son, 2004; Grimm, 2005; Son, Kakwani, 2008; Duclos, 2009; Essama-Nssah, Lambert, 2009; Araar i in., 2009; Kośny, 2011b; Bibi i in., 2012].

Jeżeli wzrostowi gospodarczemu towarzyszyłaby redukcja ubóstwa, to polityka makroekonomiczna powinna się koncentrować na działaniach wspierających ten wzrost, przy jednoczesnym ograniczeniu finansowania przez państwo programów nakierowanych na wspieranie osób ubogich. Jeżeli natomiast wzrost gospodarczy nie prowadzi do redukcji ubóstwa, to polityka państwa powinna finansować programy wspierające ubogich. Prowadzone na świecie badania nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, czy wzrost gospodar-

czy sprzyja ubogim, a ich wyniki w dużym stopniu zależą od sposobu definicji wzrostu gospodarczego sprzyjającego ubogim, zakresu badania oraz stosowanych metod analizy [Dollar, Kraay, 2002; Lopez 2004; Ashley, 2007; Son, Kakwani, 2008; Ruiz-Castillo, 2009; Kośny, Yalonetzky, 2015; Harmáček, Syrovátka, Dušková, 2017]. Także przeprowadzone w ostatnich latach badania w Polsce nie dają w tym zakresie jednoznacznych ocen [Kośny, 2011a; 2011b; Brzeziński, 2011; 2012].

W części teoretycznej artykułu dokonano uporządkowania definicji wzrostu sprzyjającego ubogim, rozróżniając przede wszystkim wzrost sprzyjający ubogim w ujęciu absolutnym i w ujęciu relatywnym, a w ich ramach wzrost sprzyjający ubogim „mocny” i wzrost sprzyjający ubogim „słaby”. W kolejnym kroku zostały przedstawione różne podejścia do analizy charakteru wzrostu oraz podstawowe miary wzrostu sprzyjającego ubogim. Obok prezentacji teoretycznych podstaw konstrukcji tych miar omówiono ich podstawowe zalety i ograniczenia oraz zaproponowano pewne ich modyfikacje.

W części empirycznej artykułu dokonano weryfikacji hipotezy: czy wzrost gospodarczy w Polsce w latach 2005–2015 był sprzyjający ubogim, stosując wcześniej przedstawione metody oceny charakteru wzrostu. Podstawą przeprowadzonych analiz charakteru wzrostu w Polsce są dane panelowe z badania Diagnoza Społeczna realizowanego przez Radę Monitoringu Społecznego.

Koncepcje wzrostu gospodarczego sprzyjającego ubogim i sposoby jego pomiaru

W ogólnej definicji stosowanej przez instytucje międzynarodowe [UN, 2000; OECD, 2001] wzrost sprzyjający ubogim to wzrost korzystny dla ubogich i dający im możliwości poprawy swojej sytuacji ekonomicznej. Definicja ta jest bardzo ogólna i nieprecyzyjna, a tym samym nie daje zbyt wielu wskazówek co do sposobu oceny, czy wzrost jest sprzyjający ubogim, czy też dla formułowania polityki sprzyjającej ubogim.

W ostatnich latach pojawiło się wiele propozycji definicji wzrostu sprzyjającego ubogim [Ravallion, Chen, 2003; Kakwani, Khandker, Son, 2004; Kraay, 2006; Klasen, 2008; Khandker, Son, 2008; Essama, Lambert, 2009], różniących się między sobą w wielu aspektach.

Pomimo braku konsensusu co do definicji pojęcia wzrostu sprzyjającego ubogim możemy wyróżnić tutaj dwa podstawowe podejścia konceptualne – absolutne i relatywne. Podejścia te różnią się między sobą ze względu na punkt odniesienia stosowany przy ocenie zmian zamożności badanych grup jednostek (mierzonej wysokością dochodów czy też wydatków konsumpcyjnych), czyli od przyjęcia: czy absolutny, czy też relatywny wzrost zamożności jest wymagany do oceny tych zmian jako korzystnych dla danej grupy jednostek. Rozróżnienie pomiędzy podejściem absolutnym i relatywnym jest ściśle powiązane ze sposobem pomiaru ubóstwa i nierówności. W pierwszym z nich proces wzrostu jest uważany za sprzyjający ubogim, jeżeli zamożność ubogich

w czasie tego wzrostu rośnie [Kakwani, Khandker, Son, 2004]. W ramach tego podejścia Klasen [2008] wyróżnia „mocny” absolutny wzrost sprzyjający ubogim oraz „słaby” absolutny wzrost sprzyjający ubogim. Pierwszy z nich występuje, gdy towarzyszy mu szybszy absolutny wzrost zamożności ubogich niż przeciętny wzrost zamożności (szybszy niż nieubogich). W efekcie spadają nierówności dochodowe w ujęciu absolutnym. Definicja ta nie jest jednak w pełni poprawna, gdyż ocena charakteru wzrostu zależy także od dystrybucji przyrostu średnich dochodów, a tym samym wzrost tego typu powinien być traktowany jako wzrost relatywny „mocny”, a nie absolutny „mocny”. „Słaby” absolutny wzrost sprzyjający ubogim występuje, według Klasena, gdy dochody ubogich w wyniku wzrostu rosną (stopa wzrostu dochodów ubogich jest większa od 0). Oznacza to, że występuje on także, jeżeli ubodzy korzystają z niego w niewielkim stopniu, nawet proporcjonalnie w dużo mniejszym stopniu niż nieubodzy. W efekcie większość procesów wzrostu możemy klasyfikować jako sprzyjające ubogim w sensie absolutnym. Duclos [2009] uważa, że podejście absolutne powinno być stosowane w krajach słabo rozwiniętych, w których znaczna część społeczeństwa uzyskuje dochody poniżej minimum egzystencji, a tym samym polityka redystrybucji dochodów w tych krajach powinna się skupiać na redukcji ubóstwa w ujęciu absolutnym.

W podejściu relatywnym wzrost jest uważany za sprzyjający ubogim tylko wtedy, gdy zamożność ubogich rośnie szybciej niż zamożność nieubogich w ujęciu relatywnym [Kakwani, Khandker, Son, 2004], czyli gdy zmiany w rozkładzie dochodów, spowodowane przez wzrost gospodarczy, prowadzą do spadku nierówności dochodowych. W ramach podejścia relatywnego, podobnie jak w podejściu absolutnym, możemy wyróżnić podejście relatywne „słabe” i podejście relatywne „mocne” [Khandker, Son, 2008]. W pierwszym z nich analizowane są zmiany nierówności traktowane w sposób relatywny, a w drugim w sposób absolutny. Podejście relatywne według wielu badaczy [np. Layard i in., 2010] powinno być stosowane, obok podejścia absolutnego, w przypadku krajów rozwiniętych, w których podstawowym celem polityki redystrybucji dochodów powinno być w dalszym ciągu zapewnienie fizycznej egzystencji najuboższych grup społeczeństwa, ale jednocześnie ważne jest zapobieganie zbyt dużym nierównościom dochodowym. Zmiany w sferze ubóstwa zależą w podejściu relatywnym zarówno od stopy wzrostu średnich dochodów, jak i od stopnia dystrybucji przyrostu tych średnich dochodów. Oznacza to, że w podejściu relatywnym, aby wzrost miał charakter sprzyjający ubogim, powinna w jego wyniku nie tylko następować redukcja ubóstwa, ale także spadek nierówności dochodowych między ubogimi i nieubogimi, prowadząc do zwiększenia udziału sumy dochodów ubogich w dochodach ogółem jednostek (zakładając, że odsetek ubogich w porównywanych okresach nie ulegnie zmianie).

Definicja wzrostu sprzyjającego ubogim ma charakter „najmocniejszy” w podejściu relatywnym mocnym, a najsłabszy w podejściu absolutnym słabym. Gdy wzrost jest sprzyjający ubogim w sensie relatywnym mocnym, to jest także sprzyjający ubogim w sensie relatywnym słabym oraz w sensie absolut-

nym (zarówno mocnym jak i słabym). Alternatywną definicję wzrostu sprzyjającego ubogim, w stosunku do ujęcia absolutnego albo relatywnego, sformułowali Ravallion i Chen [2003], określając jako wzrost sprzyjający ubogim wzrost prowadzący do redukcji ubóstwa.

W literaturze przedmiotu stosowane są dwa sposoby pomiaru wzrostu sprzyjającego ubogim, związane z aksjomatem anonimowości (*anonymity axiom*), tj. z założeniem, że dwa rozkłady są równoważne, jeżeli jeden z rozkładów jest otrzymywany poprzez permutację drugiego z rozkładów. Oznacza to, że w podejściu opartym na anonimowości nie musimy obserwować w analizowanym okresie zmian zamożności (dochodów) tych samych jednostek (gospodarstw domowych, osób). Od strony praktycznej badanie charakteru wzrostu może opierać się na danych przekrojowych pochodzących z okresu podstawowego $t=0$, stanowiącego punkt startowy wzrostu oraz z okresu badanego $t=1$, który jest okresem końcowym wzrostu, w których to okresach nie są najczęściej poddawane obserwacji te same jednostki. Podejście to nie pozwala jednak, ze względu na obserwację w porównywanych okresach różnych jednostek, na ocenę charakteru ubóstwa (ubóstwo trwałe albo ubóstwo przejściowe) i mobilności jednostek ze względu na ich przynależność do sfery ubóstwa. Rozróżnienie, czy ubóstwo ma charakter trwały (badane jednostki zarówno w okresie początkowym badania, jak i w jego okresie końcowym znajdują się w sferze ubóstwa), czy też tylko przejściowy (zamożność jednostek ubogich w okresie wyjściowym na tyle wzrosła, że w okresie końcowym badania „wyszły” ze sfery ubóstwa) ma szczególne znaczenie przy planowaniu działań polityki społecznej, mających na celu redukcję ubóstwa. Działania te powinny mieć różny charakter w zależności od charakteru ubóstwa i jednocześnie koncentrować się przede wszystkim na przeciwdziałaniu trwałemu ubóstwu [Panek, 2014].

W drugim z podejść do analiz, czy wzrost jest sprzyjający ubogim, aksjomat anonimowości jest odrzucany – zarówno w okresie początkowym, jak i w okresie końcowym badania obserwacji muszą podlegać te same jednostki, co pozwala w efekcie badać wpływ wzrostu na redukcję ubóstwa o różnym charakterze i mobilność jednostek ze względu na przynależność do sfery ubóstwa. Tego typu analizy wymagają operowania danymi o charakterze panelowym, które są o wiele rzadziej dostępne w praktyce niż dane przekrojowe.

Podejścia do analizy charakteru wzrostu oparte na aksjomacie anonimowości

Kakwani, Khandker i Son [2004] rozróżniają dwa podstawowe podejścia do analizy charakteru wzrostu, czyli oceny, czy jest on sprzyjający ubogim, w sytuacji, gdy w analizowanym okresie obserwujemy zmiany dochodów różnych jednostek. W pierwszym z nich, nazywanym podejściem częściowym (*partial approach*), analiza nie wymaga ustalenia granicy ubóstwa (poziomu dochodów, którego nieosiągnięcie kwalifikuje badaną jednostkę jako ubogą).

Analizy charakteru wzrostu opierają się w tym podejściu na krzywych dominacji stochastycznej [Panek, 2011]. Wadą tego podejścia jest niemożność oceny, czy wzrost jest sprzyjający ubogim, gdy nie zachodzi dominacja stochastyczna, stąd podejście to nazywane jest „częściowym”. Drugie z podejść, nazywane podejściem pełnym (*full approach*) opiera się na wskaźnikach wzrostu sprzyjającego ubogim i pozwala w każdej sytuacji ocenić charakter wzrostu.

Miary charakteru wzrostu w podejściu pełnym

Wskaźniki charakteru wzrostu w ramach podejścia pełnego oparte są na analizie elastyczności ubóstwa. Kakwani i Pernia [2000] zaproponowali, aby w konstrukcji tych wskaźników porównywać rzeczywiste zmiany wielkości agregatowych indeksów ubóstwa powstałe na skutek zmian poziomu nierówności dochodowych (rozkładu dochodów) ze zmianami wielkości tych indeksów ubóstwa, które by wystąpiły, jeżeli byłaby ona neutralna ze względu na rozkład dochodów. Istnieją przy tym dwa podstawowe sposoby definicji neutralności zmian wielkości indeksów ubóstwa ze względu na rozkład dochodów, a mianowicie neutralności w sensie absolutnym i neutralności w sensie relatywnym. W pierwszej z nich zmiany są neutralne ze względu na rozkład dochodów, jeżeli dochody każdej jednostki zmieniły się o taką samą wielkość absolutną, a w drugim o taką samą wielkość proporcjonalną, najczęściej rozumianą jako proporcjonalna zmiana przeciętnych dochodów.

Punktem wyjścia do konstrukcji wskaźników wzrostu sprzyjającego ubogim w omawianym podejściu była propozycja Kakwaniego i Subarrao [1990] pomiaru czystego wpływu na zmiany wartości indeksów ubóstwa wzrostu dochodów badanych jednostek oraz zmian w nierówności rozkładu dochodów w badanej populacji. Elastyczność ubóstwa jest mierzona na podstawie krzywej Lorenza i umożliwia szacunek zmian wartości indeksów ubóstwa spowodowanych zmianami poziomu dochodów oraz zmianami w nierówności rozkładu dochodów.

Przyjmując, że w analizach ubóstwa stosujemy indeksy ubóstwa, które są w pełni charakteryzowane za pomocą granicy ubóstwa (z), przeciętnych dochodów jednostek (μ) oraz funkcji Lorenza ($L(p)$), odpowiedni indeks ubóstwa definiujemy następująco:

$$P = (z, \mu, L(p)). \quad (1)$$

Zmiany wartości agregatowych indeksów ubóstwa pomiędzy okresem początkowym $t=1$ oraz okresem końcowym $t=2$, za pomocą których oceniamy zmiany w sferze ubóstwa, możemy opisać za pomocą dwóch komponentów:

- komponentu wzrostu (G_{12}) – zmian w przeciętnym dochodzie badanej populacji jednostek,
- komponentu nierówności (I_{12}) – zmian w nierówności rozkładu dochodów w badanej populacji jednostek.

Zmianę wartości indeksu ubóstwa pomiędzy okresem $t=1$ i $t=2$ (P_{12}) możemy wtedy przedstawić jako:

$$P_{12} = P_2 - P_1 = \text{Ln}[P(z, \mu_2, L_2(p))] - \text{Ln}[P(z, \mu_1, L_1(p))]. \quad (2)$$

Kakwani [2000] zdefiniował składniki wpływu przeciętnych zmian dochodów oraz nierówności na zmiany agregatowych indeksów ubóstwa następująco:

$$G_{12} = \frac{1}{2} \{ \text{Ln}[P(z, \mu_2, L_1(p))] - \text{Ln}[P(z, \mu_1, L_1(p))] + \text{Ln}[P(z, \mu_2, L_2(p))] - \text{Ln}[P(z, \mu_1, L_2(p))] \} \quad (3)$$

oraz

$$I_{12} = \frac{1}{2} \{ \text{Ln}[P(z, \mu_1, L_2(p))] - \text{Ln}[P(z, \mu_1, L_1(p))] + \text{Ln}[P(z, \mu_2, L_2(p))] - \text{Ln}[P(z, \mu_2, L_1(p))] \}. \quad (4)$$

Ze wzorów (3) i (4) wynika, że zmiany w wartościach indeksów ubóstwa są wyłącznie sumą zmian przeciętnych dochodów jednostek oraz zmian nierówności rozkładu ich dochodów:

$$P_{12} = G_{12} + I_{12}. \quad (5)$$

Całkowitą elastyczność wzrostową ubóstwa definiujemy jako stosunek zmiany wartości indeksu ubóstwa do stopy wzrostu przeciętnych dochodów. Możemy ją oszacować jako różniczkę zupełną wyrażenia:

$$\eta = \frac{d\text{Ln}\theta}{g_{12}} = \frac{1}{\theta g_{12}} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial y} y(p) g_{12}(p) dp, \quad (6)$$

gdzie:

$g_{12} = d\text{Ln}(\mu) = \text{Ln}(\mu_2) - \text{Ln}(\mu_1)$ – stopa wzrostu przeciętnych dochodów,
 $g_{12}(p)$ – wskaźnik kwantylowych stóp wzrostu dochodów (wskaźnik wzrostu dochodów jednostek o dochodach odpowiadających p -temu kwantylowi rozkładu dochodów), przy czym:

$$g_{12}(p) = d\text{Ln}(y(p)) = \frac{y_2(p) - y_1(p)}{y_1(p)}, \quad (7)$$

gdzie:

$y_1(p)$, $y_2(p)$ – p -te kwantyle rozkładu dochodów odpowiednio w okresie początkowym i w okresie końcowym.

Zakładając, że wskaźnik wzrostu przeciętnych dochodów (g_{12}) – wyrażony w procentach – pomiędzy okresem początkowym i okresem końcowym jest dodatni, całkowitą elastyczność wzrostową ubóstwa (η) (procentową zmianę

wartości indeksu ubóstwa na skutek wzrostu przeciętnych dochodów jednostek o 1%) możemy również wyrazić jako:

$$\eta = \frac{P_{12}}{g_{12}}. \quad (8)$$

Ponieważ na spadek wartości indeksu ubóstwa oddziałują zarówno wzrost przeciętnych dochodów, jak i spadek nierówności ich rozkładu, całkowitą elastyczność wzrostową ubóstwa możemy przedstawić jako sumę neutralnej elastyczności wzrostowej ubóstwa rozumianej w sensie relatywnym (η_g) i elastyczności nierównościowej ubóstwa (η_i) [Kakwani i Son, 2008]:

$$\eta = \eta_g + \eta_i. \quad (9)$$

Od strony operacyjnej składowe równania (9) możemy wyrazić jako:

$$\eta_g = \frac{G_{12}}{g_{12}} \quad (10)$$

oraz

$$\eta_i = \frac{I_{12}}{g_{12}}. \quad (11)$$

Elastyczność wzrostowa ubóstwa w sensie relatywnym jest elastycznością ubóstwa ze względu na wzrost przeciętnych dochodów, gdy wzrost dochodów jednostek jest proporcjonalnie taki sam.

Neutralna elastyczność wzrostowa ubóstwa w sensie relatywnym mówi nam, o ile procent zmieni się wartość indeksu ubóstwa przy wzroście przeciętnych dochodów o 1%, zakładając, że relatywne nierówności dochodowe nie ulegną zmianie. Natomiast elastyczność nierównościowa ubóstwa wskazuje, o ile procent zmieni się wartość indeksu ubóstwa przy wzroście nierówności dochodowych o 1% przy założeniu, że przeciętne dochody się nie zmieniają.

Definicja elastyczności nierównościowej ubóstwa jest bezpośrednio związana ze zmianami ubóstwa. Jest ona otrzymywana na podstawie tej części krzywej Lorenza, której zmiany bezpośrednio oddziałują na ubóstwo.

Elastyczność wzrostowa ubóstwa (η_g) jest generalnie zawsze ujemna, co oznacza, że wzrost przeciętnych dochodów w zasadzie zawsze powoduje redukcję ubóstwa, gdy nierówność rozkładu dochodów pozostaje bez zmian¹. Natomiast zmiany nierówności dochodowych, dokonujące się pod wpływem wzrostu dochodów, mogą oddziaływać na zmiany ubóstwa zarówno negatywnie, jak i pozytywnie. Jeżeli η_i ma znak ujemny, oznacza to, że wzrost prowadzi do zmniejszenia nierówności rozkładu dochodów, co jest korzystne dla

¹ Elastyczność dochodowa ubóstwa byłaby dodatnia tylko w sytuacjach, gdyby wzrost przeciętnych dochodów, przy braku zmian nierówności dochodowych, prowadził do zwiększenia ubóstwa.

ubogich, powodując spadek ubóstwa, czyli wzrost jest sprzyjający ubogim. Natomiast, gdy znak η_i jest dodatni, świadczy to o tym, że zmiany w rozkładzie dochodów są korzystne dla nieubogich (nieubodzy korzystają ze wzrostu proporcjonalnie bardziej niż ubodzy), czyli, że wzrost jest wzrostem sprzyjającym nieubogim. Ostatecznie, gdy wzrost dochodów jest w sensie relatywnym sprzyjający ubogim (nie sprzyja ubogim), całkowita elastyczność wzrostowa ubóstwa jest większa (mniejsza) niż elastyczność wzrostowa ubóstwa.

Indeksy wzrostu sprzyjającego ubogim

Na podstawie dekompozycji indeksu ubóstwa (2) Kakwani i Pernia [2000] zdefiniowali indeks wzrostu sprzyjającego ubogim w ujęciu relatywnym (*pro-poor growth index* – *PPGI*) jako stosunek całkowitej elastyczności wzrostowej ubóstwa do neutralnej relatywnej elastyczności wzrostowej ubóstwa²:

$$PPGI = \frac{\eta}{\eta_g} = \ln[p(z, \mu_1, L_1(p))]. \quad (12)$$

Gdy elastyczność nierównościowa ubóstwa jest negatywna, (jeżeli $\eta_i < 0$)³ i *PPGI* jest większy niż 1 (co oznacza, że w wyniku wzrostu przeciętnych dochodów spada zarówno ubóstwo, jak i nierówności), ubodzy odnoszą proporcjonalnie większe korzyści ze wzrostu niż nieubodzy. Jednocześnie całkowita elastyczność wzrostowa ubóstwa jest większa niż elastyczność wzrostowa ubóstwa w ujęciu relatywnym. W tej sytuacji wzrost jest nazywany wzrostem ściśle sprzyjającym ubogim (*strictly pro-poor growth*). Gdy *PPGI* jest mniejszy niż 0 (tj., jeżeli $\eta_i > 0$ i $|\eta_i| > |\eta_g|$), wzrost nie jest sprzyjający ubogim (*anti-poor growth*), gdyż prowadzi zarówno do wzrostu ubóstwa, jak i nierówności. Tego typu wzrost nazywany jest wzrostem prowadzącym do ubożenia (*immiserizing growth*, [Bhagwati, 1988]). Natomiast, gdy $0 < PPGI < 1$, (tj., jeżeli $\eta_i > 0$ i $|\eta_i| < |\eta_g|$), odpowiada to sytuacji, gdy ubóstwo spada na skutek wzrostu przeciętnych dochodów, lecz spadek ten jest osłabiany poprzez wzrost nierówności dochodowych. Tego typu wzrost nie jest wzrostem ściśle sprzyjającym ubogim, lecz tzw. wzrostem skapywania (*trickle-down growth*) sprzyjającym nieubogim. Nieubodzy korzystają z niego proporcjonalnie bardziej niż ubodzy

² W trakcie recesji stopa wzrostu przeciętnych dochodów jest ujemna ($g_{12} < 0$), co powoduje wzrost zasięgu ubóstwa. W tej sytuacji zarówno P_{12} , jak i G_{12} są ujemne. Jeżeli nierówności dochodowe nie ulegają zmianom, recesja jest nazywana sprzyjającą ubogim, jeżeli $P_{12} < G_{12}$, a sprzyjająca bogatym, gdy $P_{12} > G_{12}$. W tej sytuacji indeks wzrostu sprzyjającego ubogim w ujęciu relatywnym powinien być definiowany jako [Kakwani i Pernia, 2000] $PPGI = \frac{\eta_g}{\eta}$. Przy tej definicji recesja będzie nazywana jako sprzyjająca ubogim, gdy $PPGI > 1$, a jako sprzyjająca nieubogim, gdy $PPGI < 1$.

³ Gdy stopa wzrostu jest ujemna, wzrost (a w zasadzie spadek poziomu dochodów), jest określany jako sprzyjający ubogim w sensie relatywnym, jeżeli *PPGI* jest mniejsze niż 1. Spadek poziomu dochodów ubogich jest mniejszy niż nieubogich.

(nierówności dochodowe się zwiększają), chociaż ubodzy także z niego korzystają (rosną ich przeciętne dochody), gdyż dochody nieubogich są niejako redystrybuowane do ubogich poprzez inwestycje, zwiększanie zatrudnienia i wzrost płac, co w efekcie prowadzi do redukcji ubóstwa. Wreszcie *PPGI* jest równe 1, gdy wszystkie jednostki odnoszą proporcjonalnie te same korzyści ze wzrostu. Tego typu wzrost nazywany jest wzrostem neutralnym ze względu na brak zmian relatywnych nierówności dochodowych.

Kakwani i Son [2008], rozwijając swoje wcześniejsze propozycje metodyczne, zaproponowali, w analogii do indeksu wzrostu sprzyjającego ubogim w ujęciu relatywnym (*PPGI*) indeks, który nazwali indeksem wzrostu sprzyjającego ubogim w ujęciu absolutnym (*PPGI*^{*}). Oba zaproponowane przez nich indeksy mają jednak charakter relatywny, gdyż porównują korzyści (dystrybucję przyrostu dochodów) uzyskane ze wzrostu przez ubogich i nieubogich. Pierwszy z nich koncentruje się na nierównościach rozpatrywanych w ujęciu relatywnym, a drugi na nierównościach traktowanych w sposób absolutny [Grosse, Harttgen, Klasen, 2008]. Dla uniknięcia nieporozumień definicyjnych wzrost nazywany przez Kakwaniego i Son wzrostem sprzyjającym ubogim w ujęciu relatywnym będziemy określali słabym relatywnym wzrostem sprzyjającym ubogim, a wzrost nazywany przez nich wzrostem sprzyjającym ubogim w ujęciu absolutnym – mocnym relatywnym wzrostem sprzyjającym ubogim. Rozróżnienie to jest związane z mocniejszą definicją tego drugiego typu wzrostu (gdy wzrost sprzyja ubogim w ujęciu mocnym relatywnym, to sprzyja także ubogim w ujęciu słabym relatywnym). W celu oceny, czy wzrost jest sprzyjający ubogim w sensie relatywnym mocnym Kakwani i Son zdefiniowali neutralną elastyczność wzrostową ubóstwa w sensie absolutnym (η_g^*) jako elastyczność ubóstwa ze względu na wzrost przeciętnych dochodów w sytuacji, gdy absolutny wzrost dochodów jednostek jest taki sam. Elastyczność dochodowa w sensie absolutnym jest stosunkiem procentowej zmiany wartości wskaźnika ubóstwa do procentowej zmiany przeciętnych dochodów, przy założeniu, że wzrost dochodów nie powoduje zmian nierówności w sensie absolutnym (wszystkie jednostki uzyskują takie same absolutne przyrosty swoich dochodów). Elastyczność wzrostowa ubóstwa w ujęciu absolutnym η_g^* jest zawsze wyższa niż w ujęciu relatywnym η_g [Kakwani, Son, 2008], co powoduje, że redukcja ubóstwa zawsze będzie większa, kiedy jednostki uzyskują równe absolutne korzyści dochodowe niż równe proporcjonalnie korzyści dochodowe na skutek wzrostu.

Ostatecznie indeks wzrostu sprzyjającego ubogim w ujęciu relatywnym mocnym przyjmuje postać:

$$PPGI^* = \frac{\eta}{\eta_g^*}. \quad (13)$$

Proces wzrostu będzie sprzyjał ubogim w sensie relatywnym mocnym, jeżeli *PPGI*^{*} jest większy od 1. Gdy stopa wzrostu przeciętnych dochodów jest ujemna (przeciętne dochody spadły w analizowanym okresie), wzrost jest

określany jako sprzyjający ubogim w sensie relatywnym mocnym, gdy $PPGI^*$ jest mniejszy od 1. Odpowiada to sytuacji, w której przy spadku przeciętnych dochodów spadek dochodów ubogich będzie mniejszy w sensie absolutnym niż nieubogich. Kakwani i Son [2008] – nawiązując do definicji wzrostu sprzyjającego ubogim Ravalliona i Chena [2003], którzy określają wzrost sprzyjający ubogim jako wzrost prowadzący do redukcji ubóstwa (*poverty reducing pro-poor growth*) – wskazują, że występuje on w sytuacji, gdy spełniony jest następujący warunek:

$$dLn\theta = \eta \times g_{12} < 0. \quad (14)$$

Stopa wzrostu ekwiwalentna ubóstwu

Indeksy wzrostu sprzyjającego ubogim (12) i (13) pozwalają jedynie ocenić, w jaki sposób korzyści wynikające ze wzrostu są redystrybuowane pomiędzy ubogich i nieubogich. Aby ponadto ocenić, w jakim stopniu wzrost redukuje ubóstwo, Kakwani, Khandker i Son [2004] zaproponowali rozszerzenie pomiaru wzrostu sprzyjającego ubogim za pomocą indeksu $PPGI$ poprzez uwzględnienie w tym pomiarze rzeczywistej stopy wzrostu. Zdefiniowany przez nich wskaźnik stopy wzrostu ekwiwalentnej ubóstwu (*poverty equivalent growth rate* – $PEGR$) stanowi taką stopę wzrostu przeciętnych dochodów (g_{12}^*), której efektem byłby taki sam poziom redukcji ubóstwa jak przy rzeczywistej stopie wzrostu (g_{12}), jeżeli procesowi wzrostu nie towarzyszyłyby zmiany nierówności (każda jednostka uzyskiwałaby taki sam proporcjonalny wzrost swoich dochodów z tytułu wzrostu przeciętnych dochodów w populacji). Przy rzeczywistej stopie wzrostu proporcjonalna redukcja ubóstwa wynosi ηg_{12} . Jeżeli zmiana rozkładu dochodów byłaby neutralna w sensie relatywnym, wtedy wzrost przeciętnych dochodów g_{12}^* spowodowałby proporcjonalną redukcję ubóstwa równą $\eta_g g_{12}^*$ i jednocześnie równą ηg_{12} . Stąd też wskaźnik $PEGR$ definiujemy jako:

$$PEGR = g_{12}^* = \frac{\eta}{\eta_g} \cdot g_{12} = PPGI g_{12}. \quad (15)$$

Ponieważ elastyczność wzrostowa ubóstwa (η_g) jest, jak już wspomniano, w zasadzie zawsze ujemna, z równania (15) wynika, że gdy ηg_{12} jest ujemne (dodatnie), to $PEGR$ jest dodatnie (ujemne). Innymi słowy, znak wskaźnika $PEGR$ wskazuje na kierunek zmian ubóstwa. Dodatnia (ujemna) wartość wskaźnika wskazuje tym samym na spadek (wzrost) ubóstwa. Wskaźnik ten spełnia jednocześnie podstawowy warunek mówiący, że stopień redukcji ubóstwa jest monotonicznie rosnącą funkcją $PEGR$. Im większa wielkość $PEGR$, tym większy stopień redukcji ubóstwa. Tym samym, jeżeli celem polityki społecznej jest redukcja ubóstwa, $PEGR$ może stanowić miarę stopnia efektywności tej polityki. Wzrost jest ściśle sprzyjający ubogim, gdy $PEGR$ jest większy od stopy wzrostu przeciętnych dochodów ($PEGR > g_{12}$). Jeżeli $PEGR$

jest większy od zera, lecz mniejszy od stopy wzrostu przeciętnych dochodów ($0 < PEGR < g_{12}$), wzrostowi towarzyszy zwiększenie się nierówności dochodowych, lecz ubóstwo ulega redukcji. Wzrost wtedy nie jest wzrostem ściśle sprzyjającym ubogim, gdyż ubodzy korzystają z niego w mniejszym stopniu niż nieubodzy. Możliwa jest także sytuacja, w której wzrostowi przeciętnych dochodów towarzyszy wzrost ubóstwa – wtedy $PEGR$ przyjmuje ujemne wartości ($PEGR < 0$). Z taką sytuacją mamy do czynienia, gdy wzrost nierówności, niekorzystny dla ubogich, przewyższa korzyści wynikające z wzrostu przeciętnych dochodów i wzrost nie jest sprzyjający ubogim. W okresie spadku przeciętnych dochodów (gdy $g_{12} < 0$) ubóstwo generalnie wzrasta. Jednak, gdy nierówności dochodowe zmniejszają się tak znacznie, że następuje redukcja ubóstwa, co odpowiada sytuacji, że $PEGR > 0$, wtedy recesję nazywamy silnie sprzyjającą ubogim. Gdy natomiast $g_{12} < PEGR < 0$, recesja będzie sprzyjająca ubogim, chociaż ubóstwo rośnie, gdyż ubodzy tracą proporcjonalnie mniej niż nieubodzy. Recesja będzie niesprzyjająca ubogim, gdy $PEGR < g_{12} < 0$. W tej sytuacji nie tylko ubóstwo rośnie, lecz jednocześnie ubodzy tracą proporcjonalnie więcej niż nieubodzy [Kakwani, Khandker, Son, 2004].

Aby określić, czy wzrost ma charakter wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym słabym, możemy przedstawić wskaźnik $PEGR$ w następującej postaci:

$$PEGR = g_{12} + (PPGI^* - 1)g_{12}. \quad (16)$$

Ponieważ wzrost ma charakter sprzyjającego ubogim w ujęciu relatywnym słabym, gdy $g_{12} > 0$ i $PPGI > 1$ albo gdy $g_{12} < 0$ i $PPGI < 1$, drugi element prawej strony równania (16) jest dodatni. Wynika z tego, że wzrost będzie wzrostem sprzyjającym ubogim w sensie relatywnym słabym, jeżeli $PEGR > g_{12}$.

Aby określić, czy wzrost sprzyja ubogim w sensie relatywnym mocnym, równanie (16) możemy zapisać jako [Kakwani i Son, 2008]:

$$PEGR = g_{12} [1 + (PPGI - PPGI^*)] + [PPGI^* - 1]g_{12}. \quad (17)$$

Ponieważ wzrost ma charakter sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym mocnym, gdy $g_{12} > 0$ i $PPGI^* > 1$ albo gdy $g_{12} < 0$ i $PPGI^* < 1$, drugi z elementów prawej strony równania (17) jest dodatni. Tym samym wzrost będzie sprzyjał ubogim w sensie relatywnym mocnym, jeżeli $PEGR > g_{12} [1 + (PPGI - PPGI^*)]$. Ponieważ wskaźnik $PPGI$ jest zawsze większy niż wskaźnik $PPGI^*$, wzrost sprzyjający ubogim w sensie relatywnym mocnym sprzyja także ubogim w sensie relatywnym słabym. Jednocześnie wzrost sprzyjający ubogim w sensie relatywnym słabym nie musi być wzrostem sprzyjającym ubogim w sensie relatywnym mocnym. Oznacza to, że przy tej samej stopie wzrostu przeciętnych dochodów wzrost o charakterze relatywnym mocnym prowadzi do szybszej redukcji ubóstwa niż wzrost o charakterze relatywnym słabym.

Kakwani i Son [2008] wskazują, że zaproponowany przez nich wskaźnik $PEGR$ umożliwia ocenę, czy wzrost sprzyja ubogim zarówno według defini-

cji Ravalliona i Chena, według których wzrost sprzyjający ubogim to wzrost prowadzący do redukcji ubóstwa, jak i definicji wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym słabym i w sensie relatywnym mocnym. Wzrost prowadzi do redukcji ubóstwa, czyli jest sprzyjający ubogim według definicji Ravalliona i Chena, gdy $PEGR > 0$. Jeżeli stopa wzrostu przeciętnych dochodów $g_{12} > 0$, wtedy $PEGR > g_{12}$, co powoduje, że zawsze $PEGR > 0$, a wzrost sprzyjający ubogim w sensie relatywnym zawsze prowadzi do redukcji ubóstwa (jest wzrostem sprzyjającym ubogim zgodnie z definicją Ravalliona i Chena)⁴. Oznacza to, że gdy rosną przeciętne dochody, definicja wzrostu sprzyjającego ubogim, jako wzrostu prowadzącego do redukcji ubóstwa, jest „słabsza” niż definicje wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym słabym i w sensie relatywnym mocnym.

Ponadto, jeżeli $PEGR > 0$ wynika z tego, że $PEGR - g_{12} > -g_{12}$, a dalej, że $PEGR > g_{12}$, kiedy $g_{12} < 0$. Oznacza to, że gdy występuje spadek przeciętnych dochodów, definicja wzrostu jako sprzyjającego ubogim, kiedy prowadzi on do redukcji ubóstwa, jest „mocniejszą” definicją wzrostu sprzyjającego ubogim niż definicje wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym mocnym i w sensie relatywnym słabym, gdy stopa wzrostu przeciętnych dochodów jest ujemna.

Metody analizy charakteru wzrostu w podejściu częściowym

Metody analizy w ramach podejścia częściowego (niezupełnego) pozwalają na określenie charakteru wzrostu jako wzrostu redukującego lub zwiększającego ubóstwo dla szerokiej klasy miar ubóstwa oraz dla dowolnych granic ubóstwa.

Pierwszą z tego typu metod analizy stanowi propozycja Ravalliona i Chena [2003] oparta na koncepcji krzywej zasięgu wzrostu (*growth incidence curve* – GIC). Krzywa GIC jest graficznym narzędziem badawczym stanowiącym wizualizację stopy wzrostu dochodów dla każdego percentyla rozkładu dochodów uporządkowanych niemalejąco. Dochód jednostki odpowiadający kwantylowi p w rozkładzie dochodów możemy przedstawić jako odwrotność dystrybucyjną tego rozkładu dochodów $F(y)$:

$$y(p) = F^{-1}(p) = L'(p)\mu. \quad (18)$$

Zakładając, że p przyjmuje wartości od 0 do 1, otrzymujemy tzw. „funkcję kwantylową” [Moyes, 1999], będącą pewną wersją parady Pena [1971].

Wskaźnik kwantylowych stóp wzrostu ($g_{12}(p)$) wykreśla właśnie krzywą GIC, która pokazuje, w jaki sposób wzrost przeciętnych dochodów jest

⁴ Zależność ta nie jest zawsze spełniona, gdyż miary ubóstwa wykorzystywane przy ocenie wzrostu powinny mieć pewne właściwości, których nie posiadają agregatywne indeksy ubóstwa stosowane w analizach Kakwaniego i Son [2008].

dystrybuowany pomiędzy poszczególne kwantyle populacji. Z równania (18) wynika, że wskaźnik ten (7) możemy także przedstawić jako:

$$g_{12}(p) = \frac{F_2^{-1}(p) - F_1^{-1}(p)}{F_1^{-1}(p)} = \frac{L_2'(p)}{L_1'(p)} (g_{12}' + 1) - 1, \quad (19)$$

gdzie:

$$g_{12}' = \frac{\mu_2 - \mu_1}{\mu_1}. \quad (20)$$

Identyfikacja charakteru wzrostu oparta na krzywej GIC wykorzystuje koncepcję dominacji stochastycznej I rzędu [Atkinson, 1987; Foster, Shorrocks, 1988; Ravallion, 1994; Panek, 2011; Kośny, 2011a]. Dominacja stochastyczna w analizach porównawczych dochodów opiera się na porównywaniu rozkładów zmiennych losowych, których realizacjami są dochody porównywanych populacji jednostek. Jeżeli $F_1(y)$ i $F_2(y)$ są dystrybuantami rozkładu dochodów jednostek odpowiednio na początek i na koniec badanego okresu, to dominację stochastyczną I rzędu (*first-order dominance – FOD*) rozkładu F_2 nad rozkładem F_1 możemy zapisać jako:

$$F_2 \geq_{FOD} F_1 \Leftrightarrow F_2(y) \leq F_1(y). \quad (21)$$

Gdy spadek wartości kwantylowych stóp wzrostu dochodów dla całej badanej populacji ($g_{12}(p)$) jest monotoniczny, to wzrost jest sprzyjający ubogim w sensie względnym bez względu na to, czy $g_{12}(p)$ przyjmuje wartości dodatnie, czy też wartości ujemne.

Z równania (19) wynika, że jeżeli krzywa Lorenza nie zmienia się, to wtedy $g_{12}(p) = g_{12}'$ dla każdego p . Ponadto $g_{12}(p) = g_{12}'$ tylko jeżeli $y_2(p)/_2$ rośnie w analizowanym okresie. Jeżeli $g_{12}(p)$ jest funkcją malejącą (rosnącą) dla wszystkich p , nierówności dochodowe, mierzone miarami nierówności spełniającymi aksjomat o transferze Pigou-Daltona⁵, zmniejszają się (zwiększają się). Jeżeli krzywa GIC leży zawsze powyżej zera ($g_{12}(p) > 0$ dla wszystkich p), zachodzi dominacja pierwszego rzędu, czyli że dochody wzrosły w badanym okresie dla każdego kwantyla. W sytuacji, gdy krzywa GIC jest idealnie płaska, co oznacza, że stopa wzrostu dochodów jest taka sama dla każdego kwantyla rozkładu dochodów, proces wzrostu dochodów nazywany jest „neutralnym” ze względu na rozkład – nierówności dochodowe w ujęciu relatywnym nie ulegają zmianom.

Jeżeli krzywa GIC zmienia znak, nie można na podstawie jej przebiegu wnioskować, czy zachodzi dominacja wyższego rzędu, a tym samym, czy wzrost jest sprzyjający ubogim. W tej sytuacji do oceny, czy wzrost jest sprzyjający dla ubogich, wykorzystywany jest wskaźnik stopy wzrostu sprzyjającego ubo-

⁵ Aksjomat ten mówi, że transfer dochodów z jednostki uboższej do jednostki bogatszej musi powodować wzrost nierówności dochodowych.

gim (*rate of pro-poor growth* – *RPPG*) zdefiniowany na podstawie krzywej GIC [Ravallion, Chen, 2003]. Wartość tego wskaźnika dla końca badanego okresu ($t=2$) jest równa obszarowi pod krzywą GIC, od wartości 0 do wartości stopy ubóstwa na początek badanego okresu (H_1), normalizowanej stopą ubóstwa na początku badanego okresu⁶:

$$RPPG = \frac{1}{H_1} \int_0^{H_1} g_{12}(p) dp = \frac{1}{H_1 P} \sum_{p=1}^{p_{H_1}} g_{12}(p), \quad (22)$$

gdzie:

p_{H_1} – kwantyl odpowiadający odsetkowi ubogich przy przyjętej granicy ubóstwa dla okresu początkowego (H_1),

P – liczba kwantyli.

Należy zauważyć, że wskaźnik *RPPG* jest otrzymywany jako średnia ze stóp wzrostu dochodów dla wszystkich kwantyli aż do kwantyla wyznaczającego stopę zasięgu ubóstwa na początek badanego okresu (jako średnia z kwantylowych stóp wzrostu).

Krzywa GIC, podobnie jak wskaźnik *RPPG*, może być stosowana zarówno do oceny charakteru wzrostu w ujęciu absolutnym, jak i w ujęciu stosunkowym. Jednocześnie Ravallion i Chen wyraźnie stwierdzają, że uważają wzrost za sprzyjający ubogim, gdy ubodzy zyskają na tym wzroście, nawet gdy nieubodzy zyskują na nim więcej. Innymi słowy preferują oni podejście absolutne.

W ujęciu absolutnym wzrost sprzyja ubogim, jeżeli krzywa GIC leży powyżej zera dla wszystkich p od 0 aż do kwantyla odpowiadającego przyjętej granicy ubóstwa dla okresu początkowego⁷. Natomiast wzrost ten nie sprzyja ubogim, gdy krzywa GIC leży poniżej zera w powyższym obszarze zmienności kwantyli. Gdy krzywa GIC leży powyżej (poniżej) zera, zachodzi wtedy dominacja I rzędu, a tym samym ubóstwo maleje (rośnie) w badanym okresie dla wszystkich granic ubóstwa. Gdy GIC zmienia znak w analizowanym obszarze, nie można, jak już wspomniano, na podstawie jej przebiegu wyciągać wniosków co do charakteru wzrostu i wtedy należy w tym celu wykorzystać wskazania *RPPG*. Jeżeli $RPPG > 0$, wzrost jest sprzyjający ubogim w sensie absolutnym, a gdy $RPPG < 0$, wzrost ten nie sprzyja ubogim.

W ujęciu relatywnym wzrost jest sprzyjający ubogim, jeżeli krzywa GIC leży powyżej linii poziomej wyznaczonej przez stopę wzrostu przeciętnych

⁶ Wskaźnik *RPPG* jest związany funkcyjnie z indeksem ubóstwa Watta, tj. $RPPG = -dW$, gdzie

$$W = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{z}{y_i} \right).$$

Indeks ten spełnia podstawowy aksjomat warunkujący prawidłową ocenę

charakteru wzrostu ze względu na zmiany w sferze ubóstwa, a mianowicie aksjomat o monotoniczności (*monotonicity axiom*). Aksjomat ten mówi, że zmniejszenie dochodu gospodarstwa domowego ubogiego powinno prowadzić do zwiększenia wartości indeksu ubóstwa [Panek, 2011 Subramanian, 2012; Chakravarty, D'Ambrosio, 2013].

⁷ Analiza charakteru wzrostu w ujęciu absolutnym ma w praktyce sens, gdy w badanym okresie obserwujemy wzrost przeciętnych dochodów. Przy spadku przeciętnych dochodów wzrost dochodów ubogich jest sytuacją czysto hipotetyczną.

dochodów (g'_{12}) dla wszystkich p od 0 aż do wartości stopy ubóstwa na początku badanego okresu (H_1)⁸. Natomiast gdy krzywa GIC leży poniżej tej linii we wspomnianym powyżej obszarze zmienności kwantyli, wzrost nie jest sprzyjający ubogim. Jeżeli GIC zmienia znak, dla określenia charakteru wzrostu należy analogicznie jak w podejściu absolutnym skorzystać ze wskaźnika *RPPG*. Gdy $RPPG > (g'_{12})$, to wzrost jest w sensie relatywnym sprzyjający ubogim, a gdy $RPPG < g_{12}$, to sprzyja on nieubogim.

W prowadzonych empirycznych analizach charakteru wzrostu wartość wskaźnika *RPPG* porównywana jest ze stopą wzrostu przeciętnych dochodów g'_{12} [por. np. Grimm, 2007; Brzeziński, 2011; Harmáček, Syrovátka, Dušková, 2017]. Jest to pewna niekonsekwencja, gdyż wskaźnik *RPPG* stanowi średnią z kwantylowych stóp wzrostu dla wszystkich p aż do kwantyla odpowiadającego granicy ubóstwa. Tym samym odpowiedniejszym rozwiązaniem jest porównywanie jego wartości także ze średnią z kwantylowych stóp wzrostu, ale dla wszystkich kwantyli (dla całej populacji), czyli z wartością $g_{12}(p)$ ($p = 1, \dots, n$).

Podejście do analizy charakteru wzrostu odrzucające aksjomat anonimowości

Dotychczas prezentowane sposoby analizy charakteru wzrostu opierały się na podejściu bazującym na anonimowości, które zakłada, że nie musimy w analizowanym okresie obserwować zmian poziomu dochodów tych samych jednostek (gospodarstw domowych, osób), czyli nie brały one pod uwagę mobilności jednostek ze względu na ich pozycję w rozkładach dochodów w badanym okresie. Porównując dochody jednostki dla danego kwantyla w okresie początkowym i w okresie końcowym, ignorujemy fakt, że najczęściej nie są to te same jednostki. W efekcie nie jesteśmy w stanie stwierdzić, czy jednostki, które były ubogie w okresie początkowym, pozostały także ubogie w okresie końcowym analizy. Nie możemy także ocenić, czy wzrost dochodów jednostek pozwolił im opuścić sferę ubóstwa.

Grimm [2007] zaproponował rozwinięcie podejścia Ravalliona i Chena do analizy charakteru wzrostu i wyprowadził nowe wersje krzywej GIC oraz wskaźnika *RPPG*, odrzucając aksjomat anonimowości, czyli zakładając, że w obu okresach porównywane są dochody tych samych jednostek⁹.

Obserwacja zmian poziomu dochodów jednostek w porównywanych okresach opiera się na łącznej dystrybucji rozkładu dochodów $F(y_1, y_2)$, odnoszącej się do stałej w obu okresach populacji jednostek. Jeżeli dysponujemy danymi o poziomie dochodów tych samych jednostek zarówno w okresie początkowym ($t=1$), jak i w okresie końcowym ($t=2$), możemy uporządkować

⁸ Bardziej zasadna byłaby tutaj analiza położenia krzywej GIC względem linii poziomej wyznaczonej przez średnią z kwantylowych stóp wzrostu $g_{12}(p)$.

⁹ Propozycje pomiaru wzrostu sprzyjającego ubogim odrzucające aksjomat anonimowości przedstawił także m.in. Wagstaff (2009) i Bourguignon (2011).

te jednostki rosnąco ze względu na poziom ich dochodów w okresie początkowym. Na tej podstawie możemy obliczyć kwantylowe stopy wzrostu dochodów odnoszące się do tych samych jednostek w obu porównywanych okresach:

$$g_{12}(p(y_1)) = \frac{y_2(p(y_1)) - y_1(p(y_1))}{y_1(p(y_1))}, \quad (23)$$

gdzie:

$y_2(p(y_1))$ – dochód w okresie końcowym jednostki o dochodzie równym p -temu kwantylowi w rozkładzie dochodów w okresie początkowym.

W analogii do krzywej zasięgu wzrostu GIC Grimm zdefiniował indywidualną krzywą zasięgu wzrostu IGIC (*individual growth incidence curve*). Krzywa ta wykreśla wskaźnik wzrostu przeciętnych dochodów jednostek $g_{12}(p(y_1))$ dla analizowanych kwantyli rozkładu dochodów w okresie początkowym $p(y_1)$. Analogicznie jak krzywa GIC, krzywa IGIC tworzy linię poziomą, jeżeli wzrost przeciętnych dochodów jednostek dla każdego kwantyla jest taki sam i jednocześnie równy wzrostowi przeciętnych dochodów, czyli gdy $g_{12}(p(y_1)) = g'_{12}$ dla wszystkich $p(y_1)$. Jeżeli $g_{12}(p(y_1)) > 0$ ($g_{12}(p(y_1)) < 0$) dla każdego kwantyla $p(y_1)$, wtedy każda jednostka jest bardziej zamożna (mniej zamożna) w okresie końcowym niż w okresie początkowym. Zasadnicza różnica koncepcyjna pomiędzy krzywymi GIC i IGIC polega na tym, że krzywa GIC porównuje dwa rozkłady dochodów różnych populacji jednostek, a krzywa IGIC odzwierciedla transfery pomiędzy rozkładami dochodów w okresie od $t=1$ do $t=2$, tj. zarówno wzrost dochodów, jak i mobilność dochodową tych samych jednostek. Opierając się na krzywej IGIC, Grimm zaproponował nieanonimową wersję wskaźnika $PPGR_2$ o postaci:

$$IRPPG = \frac{1}{H_1} \int_0^{H_1} g_{12}(p(y_1)) dp(y_1) = \frac{1}{H_1 P} \sum_{p=1}^{p_{H_1}} g_{12}(p(y_1)). \quad (24)$$

Wartość wskaźnika $IRPPG$ (*individual rate of pro-poor growth*) jest równa obszarowi pod krzywą IGIC od wartości 0 do wartości stopy ubóstwa na początku badanego okresu (H_1), znormalizowanego stopą ubóstwa na początku badanego okresu¹⁰.

Wykorzystując krzywą IGIC oraz wskaźnik $IRPPG$, możemy określić, jaki charakter ma wzrost zarówno w ujęciu absolutnym, jak i w ujęciu stosunkowym. Wzrost jest sprzyjający ubogim w sensie absolutnym, jeżeli krzywa IGIC leży powyżej zera dla wszystkich kwantyli od zera do wartości linii ubóstwa na początku badanego okresu. Natomiast wzrost nie jest sprzyjający ubogim w sensie absolutnym, jeżeli krzywa IGIC leży poniżej zera w przyjętym obszarze zmienności kwantyli. Jeżeli krzywa IGIC zmienia swój znak, wnio-

¹⁰ Wskaźnik $IRPPG$, podobnie jak wskaźnik $RPPG$, bierze pod uwagę wyłącznie jednostki, których dochody w okresie początkowym były niższe niż granica ubóstwa, pozostawiając poza analizą jednostki nieubogie w okresie początkowym.

skowanie o charakterze wzrostu musi się opierać na wartościach wskaźnika *IRPPG*. Wzrost jest sprzyjający ubogim w sensie absolutnym, gdy $IRPPG > 0$, a niesprzyjający ubogim, gdy $IRPPG < 0$.

Grimm w przypadku relatywnego podejścia do oceny charakteru określa wzrost jako sprzyjający ubogim, jeżeli krzywa IGIC leży powyżej linii poziomej wyznaczonej przez stopę wzrostu przeciętnych dochodów (g'_{12}) dla wszystkich kwantyli od zera do wartości stopy ubóstwa na początku badanego okresu (H_1). Natomiast gdy krzywa IGIC leży poniżej wspomnianej linii poziomej, wzrost nie sprzyja ubogim. Analogicznie jak w analizach stosujących wskaźnik *RPPG* bardziej zasadne jest operowanie średnimi z kwantylowych stóp wzrostu $\overline{g_{12}(p(y_1))}$ niż stopą wzrostu przeciętnych dochodów g'_{12} .

Zmiana znaku krzywej IGIC nie pozwala, jak już wspomniano, na ocenę charakteru wzrostu na podstawie jej przebiegu. W tej sytuacji charakter wzrostu oceniamy na podstawie wartości wskaźnika *IRPPG*. Gdy $IRPPG > \overline{g_{12}(p(y_1))}$, wtedy wzrost w sensie relatywnym sprzyja ubogim, a jeżeli $IRPPG < \overline{g_{12}(p(y_1))}$, to wzrost ten nie sprzyja ubogim.

Charakterystyka danych

Podstawą przeprowadzonych analiz charakteru wzrostu w Polsce w latach 2005–2015 są dane pochodzące z badania Diagnoza Społeczna (DS) realizowanego przez Radę Monitoringu Społecznego. Głównym celem badania Diagnoza Społeczna jest analiza warunków i jakości życia ludności Polski [Panek, 2015b]. Badanie ma charakter panelowy. W kolejnych jego rundach uczestniczą wszystkie dostępne gospodarstwa domowe z poprzedniej rundy oraz gospodarstwa z nowej reprezentatywnej próby o takiej samej strukturze jak próby z poprzednich rund panelu.

Uzyskiwane wyniki badania DS są, poprzez odpowiednie ważenie, uogólniane z odpowiednią precyzją na poziomach ogólnokrajowym oraz wojewódzkim [Panek, 2015b].

Zintegrowany system wag (a dokładniej suma wag) gospodarstw domowych i osób (członków gospodarstw domowych) obliczony dla badania DS odzwierciedla liczebności całych populacji gospodarstw domowych i osób w Polsce.

Podstawowe pojęcia

Jednostką badania jest gospodarstwo domowe. Kategorią dochodów stosowaną w badaniu były miesięczne realne dochody netto gospodarstw domowych. Miesięczne dochody netto gospodarstw domowych w badanych latach zostały doprowadzone do porównywalności z dochodami z 2005 r. poprzez ich skorygowanie odpowiednimi wskaźnikami cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Aby dochód gospodarstwa domowego prawidłowo spełniał rolę miernika możliwości zaspokojenia potrzeb, porównywalnego dla gospodarstw domowych o różnej liczebności i składzie demograficznym, został on skorygowany ze względu na poziom jego potrzeb. Korygowanie to odbywało się przez dzielenie dochodów gospodarstw domowych przez odpowiadające im skale ekwiwalentności. Skala ekwiwalentności dla gospodarstwa domowego danego typu mówi, ile razy należałoby zmniejszyć (zwiększyć) jego dochód, aby osiągnęło ono ten sam poziom zaspokojenia potrzeb co gospodarstwo domowe standardowe stanowiące punkt odniesienia porównań [Panek, 2011, 43–56].

Skale ekwiwalentności zastosowane w prezentowanej analizie zostały oszacowane na podstawie procedury wykorzystującej informacje o wielkości wydatków gospodarstw domowych [Szulc, 2003; Panek, 2015a].

Identyfikacja ubogich

W prowadzonych analizach empirycznych przyjęto, że ubóstwem będziemy określali sytuację, w której gospodarstwo domowe nie dysponuje wystarczającymi bieżącymi dochodami, pozwalającymi na zaspokojenie swoich podstawowych potrzeb na minimalnym akceptowalnym poziomie. Dla wyodrębnienia subpopulacji ubogich wyznaczany jest pewien krytyczny poziom dochodów, zwany granicą ubóstwa, poniżej którego zaspokojenie tych podstawowych potrzeb nie jest możliwe.

Dla identyfikacji gospodarstw domowych ubogich zastosowano dwa krytyczne poziomy dochodów, a mianowicie minimum socjalne [Deniszczuk, Sajkiewicz, 1996b] oraz minimum egzystencji, obliczane przez Instytut Pracy i Spraw Socjalnych dla jednoosobowego gospodarstwa pracowniczego. Pierwszy z nich będziemy nazywali granicą niedostatku, a drugi granicą skrajnego ubóstwa [Deniszczuk, Sajkiewicz, 1996a]. Dla wszystkich pozostałych typów gospodarstw domowych linię ubóstwa/niedostatku obliczono jako iloczyn minimum socjalnego/egzystencji i odpowiadającej im skali ekwiwalentności.

Wartość obliczanego przez Instytut Pracy i Spraw Socjalnych minimum socjalnego, stanowiącego granicę niedostatku dla jednoosobowych gospodarstw domowych pracowników, wyniosła dla 2005 r. 884 zł, a wartość minimum egzystencji wyznaczająca granicę skrajnego ubóstwa odpowiednio 385 zł.

Ocena charakteru wzrostu w Polsce w latach 2005–2015 oparta na aksjomacie anonimowości i podejściu pełnym

Szacunek indeksów wzrostu sprzyjającego ubogim

Dla oszacowania indeksów wzrostu sprzyjającego ubogim *PPGI* wykorzystano propozycję Kakwaniego [1995] dekompozycji wartości indeksów ubóstwa na komponent dotyczący zmian w przeciętnym dochodzie badanych gospodarstw domowych oraz odnoszący się do zmian nierówności rozkładu dochodów (5). Składniki te obliczano na podstawie następujących wzorów:

$$G_{12} = \frac{1}{2}(P_{21} - P_{11} + P_{22} - P_{12}) \quad (25)$$

oraz

$$I_{12} = \frac{1}{2}(P_{12} - P_{11} + P_{22} - P_{21}), \quad (26)$$

gdzie:

P_{12} – wartość indeksu ubóstwa oszacowanego przy poziomie dochodów z okresu końcowego oraz rozkładzie dochodów z okresu początkowego,

P_{21} – wartość indeksu ubóstwa oszacowanego przy poziomie dochodów z okresu początkowego oraz rozkładzie dochodów z okresu końcowego.

Przy obliczaniu indeksu ubóstwa P_{12} operujemy wektorem dochodów gospodarstw domowych (rozkładem dochodów gospodarstw domowych) z okresu końcowego, korygując linię ubóstwa z tego okresu ze względu na zmiany średnich dochodów pomiędzy okresem końcowym i okresem początkowym, czyli przyjmując poziom dochodów jednostek z okresu początkowego¹¹. Natomiast kiedy szacujemy indeks ubóstwa P_{21} , operujemy wektorem dochodów gospodarstw domowych (rozkładem dochodów gospodarstw domowych) z początku okresu, korygując linię ubóstwa z tego okresu ze względu na zmiany średnich dochodów pomiędzy okresem końcowym i okresem początkowym, co jest tożsame z przyjęciem poziomu dochodów z okresu końcowego¹². Korekta ta ma różną postać w zależności od tego, czy obliczamy indeks wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym mocnym, czy też w sensie relatywnym słabym. Przyjmujemy jednocześnie stałą granicę ubóstwa w okresie początkowym i w okresie końcowym na poziomie okresu początkowego (z).

Indeks *PPGI* szacujemy jako stosunek całkowitej elastyczności wzrostowej ubóstwa (η) do neutralnej elastyczności wzrostowej ubóstwa (η_g):

$$PPGI = \frac{\eta}{\eta_g}, \quad (27)$$

gdzie:

$$\eta = \eta_g + \eta_i. \quad (28)$$

Szacunek elastyczności wzrostowej ubóstwa został dokonany przy wykorzystaniu zależności (10) i (25), na podstawie poniższego wzoru:

$$\eta_g = \frac{P_{21} - P_{11} + P_{22} - P_{12}}{2g_{12}}. \quad (29)$$

¹¹ Alternatywnie możemy korygować poziom dochodów jednostek z końca okresu ze względu na zmiany przeciętnych dochodów gospodarstw domowych pomiędzy okresem początkowym i okresem końcowym.

¹² Alternatywnie możemy korygować poziom dochodów jednostek z początku okresu ze względu na zmiany średnich dochodów gospodarstw domowych pomiędzy okresem końcowym i okresem początkowym.

Natomiast szacunek elastyczności nierównościowej ubóstwa przeprowadzono, wykorzystując zależności (11) i (26), na podstawie następującej formuły:

$$\eta_i = \frac{P_{12} - P_{11} + P_{22} - P_{21}}{2g_{12}}. \quad (30)$$

Skorygowana granica ubóstwa w ujęciu relatywnym słabym ($z^{k_{21}}$) obliczana jest według poniższej formuły:

$$z^{k_{21}} = z \cdot \frac{\mu_2}{\mu_1}, \quad (31)$$

a w ujęciu relatywnym mocnym według wzoru:

$$z^{*k_{21}} = z + (\mu_2 - \mu_1). \quad (32)$$

W ujęciu relatywnym słabym skorygowana linia ubóstwa ($z^{k_{12}}$) jest uzyskiwana według poniższej formuły:

$$z^{k_{12}} = z \cdot \frac{\mu_1}{\mu_2}, \quad (33)$$

a w ujęciu relatywnym mocnym według wzoru:

$$z^{*k_{12}} = z - (\mu_2 - \mu_1). \quad (34)$$

Przedstawiony powyżej algorytm szacunku elastyczności nierównościowej ubóstwa ma różną postać w zależności od tego, czy stosujemy podejście relatywne słabe, czy też podejście relatywne mocne. Stanowi on modyfikację w tym zakresie propozycji Kakwaniego i Son [2008], którzy szacując wskaźnik *PPGI*, stosują różne algorytmy obliczeń elastyczności wzrostowej ubóstwa w podejściu relatywnym słabym i w podejściu relatywnym mocnym oraz ten sam algorytm obliczeń relatywnej elastyczności nierównościowej ubóstwa w obu podejściach. Oznacza to, że ich sposób szacunku wskaźnika *PPGI* w podejściu relatywnym mocnym nie jest w pełni prawidłowy.

Szacunek indeksów wzrostu sprzyjającego ubogim *PEGR* przebiegał według wzoru (15), odpowiednio wykorzystując wskaźnik *PPGI* w ujęciu relatywnym słabym oraz wskaźnik *PPGI*^{*} w ujęciu relatywnym mocnym. Dla rozróżnienia pomiędzy indeksami wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym słabym i w sensie relatywnym mocnym ten drugi oznaczamy jako *PEGR*^{*}.

Charakter wzrostu

Analizowany w badaniu okres oceny charakteru wzrostu 2005–2015 został podzielony na podokresy przy uwzględnieniu sześciu ostatnich rund badania Diagnoza Społeczna przeprowadzonych w latach 2005, 2007, 2009, 2011, 2013 i 2015. Pomimo że w ocenie charakteru wzrostu opartej na aksjo-

macie anonimowości nie musimy obserwować w analizowanych latach tych samych gospodarstw domowych, w artykule poddano obserwacji dochody tych samych gospodarstw domowych w wyróżnionych podokresach, tj. w latach 2005–2007, 2007–2009, 2009–2011, 2011–2013, 2013–2015 oraz dodatkowo w pierwszej i ostatniej rundzie badania (2005–2015). Pozwala to wyeliminować niepożądany wpływ na uzyskiwane wyniki pomiaru różnych podprób gospodarstw domowych w okresach początkowym i końcowym wyróżnionych podokresów badawczych.

W analizach charakteru wzrostu wykorzystano najpopularniejszy, stosowany we wszystkich empirycznych analizach, indeks zasięgu ubóstwa¹³, a mianowicie: stopę ubóstwa (*headcount ratio*), czyli odsetek jednostek znajdujących się poniżej granicy ubóstwa.

Zrezygnowano z obliczeń indeksu Watta, gdyż wymaga on operowania wyłącznie nieujemnymi wartościami dochodów gospodarstw domowych, a wśród wielkości przeciętnych miesięcznych dochodów gospodarstw domowych znajdujących się w wykorzystanym w obliczeniach zbiorze danych występowały także dochody ujemne (przede wszystkim w gospodarstwach domowych rolników, na których dochody ma duży wpływ czynnik sezonowości).

Podejście relatywne słabe

Przeciętne miesięczne dochody ekwiwalentne, w ujęciu realnym, gospodarstw domowych w Polsce wzrosły w latach 2005–2015 o 492 zł (tabela 1). Spośród wyróżnionych w badaniu podokresów tylko w latach 2011–2013 obserwujemy spadek tych dochodów o 22 zł (o niecałe 2%), co jest wynikiem spowolnienia wzrostu gospodarczego w Polsce w tym okresie. Szczególnie znaczący wzrost dochodów realnych gospodarstw domowych nastąpił w latach 2007–2009 oraz 2013–2015 – odpowiednio o 191 zł (o ok. 18%) i o 174 zł (o ok. 13%).

Ocena zmian przeciętnych miesięcznych dochodów ekwiwalentnych (w ujęciu realnym) gospodarstw domowych ubogich zależy w dużym stopniu od przyjętej granicy ubóstwa. Przeciętne dochody gospodarstw domowych żyjących w skrajnym ubóstwie wzrosły w latach 2005–2015 o 5 zł (tabela 1) (o ponad 3%), czyli podobnie jak dla całej badanej populacji gospodarstw domowych, a gospodarstw domowych żyjących w niedostatku o 13 zł (o ponad 2%) (tabela 1).

W latach 2005–2015 obserwujemy dwa podokresy spadku przeciętnych dochodów gospodarstw domowych skrajnie ubogich (2009–2011 i 2011–2013, tabela 1) oraz trzy podokresy spadku tych dochodów w przypadku gospodarstw domowych żyjących w niedostatku (dodatkowo podokres 2005–2007, tabela 1).

¹³ Indeks ten nie spełnia jednak aksjomatu o monotoniczności i w efekcie kierunek zmian wskaźnika *PEGR* nie zawsze musi być zgodny z kierunkiem zmian zasięgu ubóstwa.

Tabela 1. Zmiany wartości przeciętnych realnych miesięcznych ekwiwalentnych dochodów gospodarstw domowych oraz stopy ubóstwa w Polsce w latach 2005–2015

Lata	Zmiany przeciętnych dochodów w zł $\mu_2 - \mu_1$	Zmiany przeciętnych dochodów skrajnie ubogich w zł $\mu_2'' - \mu_1''$	Zmiany przeciętnych dochodów żyjących w niedostatku w zł $\mu_2''' - \mu_1'''$	Stopa ubóstwa $\times 100$ ($t=2$) – ($t=1$)	
				Skrajne ubóstwo	Niedostatek
2005–2007	8	10	–18	0,89	1,90
2007–2009	191	22	56	–4,58	–9,80
2009–2011	52	–18	–6	–0,34	–5,51
2011–2013	–22	–2	–18	0,66	–0,21
2013–2015	174	16	34	–1,90	–9,93
2005–2015	492	5	13	–4,63	–32,36

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Podobna skala wzrostu przeciętnych dochodów gospodarstw domowych skrajnie ubogich i żyjących w niedostatku w latach 2005–2015 w różnym stopniu wpłynęła na redukcję zasięgu ubóstwa w tych populacjach ubogich gospodarstw domowych (tabela 1). Wzrost przeciętnych dochodów realnych w tym okresie gospodarstw domowych skrajnie ubogich skutkował spadkiem zasięgu skrajnego ubóstwa o prawie 5 punktów procentowych. Skala spadku zasięgu niedostatku była ponad 6-krotnie większa (spadek o ponad 32 p.p.). Znaczący spadek zasięgu skrajnego ubóstwa nastąpił wyłącznie w latach 2007–2009 i 2013–2015. Natomiast znaczącą redukcję niedostatku obserwujemy we wszystkich podokresach poza latami 2011–2013. Niezgodność kierunku zmian dochodów realnych gospodarstw domowych ze zmianami odsetka ubogich gospodarstw domowych, wynika z faktu, że stopa ubóstwa nie spełnia aksjomatu monotoniczności (por. przypis 7). Wzrost przeciętnych dochodów gospodarstw domowych ubogich nie zawsze skutkuje zmniejszeniem się odsetka ubogich gospodarstw. Natomiast spadkowi przeciętnych dochodów gospodarstw domowych ubogich może w pewnych sytuacjach towarzyszyć zmniejszenie się odsetka ubogich gospodarstw domowych.

Tabela 2. Stopa wzrostu przeciętnych dochodów i wskaźnik *PEGR* w ujęciu relatywnym słabym dla Polski w latach 2005–2015

Okresy	Stopa wzrostu przeciętnych dochodów g_{12}	<i>PEGR</i>	
		Skrajne ubóstwo	Niedostatek
2005–2007	0,0078	–0,0415	0,0258
2007–2009	0,1658	0,2954	0,1488
2009–2011	0,0407	0,0259	0,0782
2011–2013	–0,0172	–0,0601	0,0044
2013–2015	0,1258	0,2175	0,1775
2005–2015	0,3895	0,4236	0,4421

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

W analizie charakteru wzrostu, w ujęciu relatywnym słabym, na podstawie wartości wskaźnika *PEGR* i jego relacji do wielkości stopy wzrostu g_{12} , wyróżniono wzrost ściśle sprzyjający ubogim ($|PEGR| > |g_{12}|$), wzrost nieściśle sprzyjający ubogim nazywany wzrostem skapywania ($0 < PEGR < g_{12}$) oraz wzrost niesprzyjający ubogim ($PEGR < 0$) (tabela 3).

Tabela 3. Wzorce wzrostu dla Polski w latach 2005–2015. Skrajne ubóstwo

Okresy	Wzrost słabo sprzyjający ubogim w sensie relatywnym słabym		Wzrost mocno sprzyjający ubogim w sensie relatywnym mocnym		Wzrost redukujący ubóstwo	
	Skrajne ubóstwo	Niedostatek	Skrajne ubóstwo	Niedostatek	Skrajne ubóstwo	Niedostatek
2005–2007	–	++	–	++	–	++
2007–2009	++	+	+	+	++	++
2009–2011	+	++	+	+	++	++
2011–2013	–	++	–	++	–	++
2013–2015	++	++	+	+	++	++
2005–2015	++	++	+	+	++	++

++ wzrost ściśle sprzyjający ubogim

+ wzrost nieściśle sprzyjający ubogim

– wzrost niesprzyjający ubogim

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnostyka Społeczna.

W latach 2005–2015 wzrost przeciętnych dochodów gospodarstw domowych był wzrostem ściśle sprzyjającym skrajnie ubogim w ujęciu relatywnym słabym w przypadku zasięgu ubóstwa (tabele 2 i 3). W przypadku sfery niedostatku wzrost przeciętnych dochodów gospodarstw domowych w latach 2005–2015 był wzrostem ściśle sprzyjającym żyjącym w niedostatku ze względu na zasięg niedostatku (tabela 3).

W latach 2011–2013, który to podokres charakteryzował się jako jedyny spadkiem przeciętnych dochodów gospodarstw domowych, recesja była niesprzyjająca skrajnie ubogim – ich przeciętne dochody spadły w ujęciu relatywnym słabym silniej niż przeciętne dochody nieubogich. Wzrost przeciętnych dochodów był niesprzyjający ubogim w zakresie zasięgu ubóstwa w latach 2005–2007.

We wszystkich wyróżnionych w badaniu podokresach, poza latami 2007–2009, wzrost był ściśle sprzyjający żyjącym w niedostatku ze względu na zasięg ubóstwa (tabela 3). Natomiast w okresie 2007–2009 wzrost był także sprzyjający żyjącym w niedostatku, ale w sensie nieściśłym – żyjący w niedostatku skorzystali z tego wzrostu, lecz w mniejszym stopniu niż gospodarstwa domowe o dochodach wyższych niż minimum socjalne.

Podejście relatywne mocne

Zarówno w latach 2005–2015, jak i w wyróżnionych podokresach tych lat, wzrost nie był ściśle sprzyjający skrajnie ubogim w ujęciu relatywnym moc-

nym dla zasięgu ubóstwa (tabele 1 i 3). Natomiast był on wzrostem nieściśle sprzyjającym skrajnie ubogim w latach 2005–2015 – skrajnie ubodzy skorzystali z tego wzrostu w mniejszym stopniu niż nieubodzy. Analiza charakteru wzrostu ze względu na zasięg skrajnego ubóstwa dla wyodrębnionych okresów wskazuje, że był on niesprzyjający skrajnie ubogim w latach 2005–2007 oraz 2011–2013.

Tabela 4. Stopa wzrostu przeciętnych dochodów i wskaźnik *PEGR w ujęciu relatywnym mocnym dla Polski w latach 2005–2015**

Okresy	Stopa wzrostu przeciętnych dochodów $\bar{g}_{12}$	<i>PEGR</i> *	
		Skrajne ubóstwo	Niedostatek
2005–2007	0,0078	–0,0163	0,0242
2007–2009	0,1658	0,0966	0,1127
2009–2011	0,0407	0,0080	0,0521
2011–2013	–0,0172	–0,0178	0,0034
2013–2015	0,1258	0,0707	0,1090
2005–2015	0,3895	0,1574	0,3243

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Wzrost w latach 2005–2015 był wzrostem nieściśle sprzyjającym gospodarstwom domowym żyjącym w niedostatku w ujęciu relatywnym mocnym, tak jak gospodarstwom domowym skrajnie ubogim, pod względem zasięgu ubóstwa (tabele 3 i 4). W latach 2005–2007 oraz 2011–2013 okazał się on jednak wzrostem ściśle sprzyjającym żyjącym w niedostatku ze względu na zasięg ubóstwa.

Analiza porównawcza charakteru wzrostu ze względu na różne, przyjęte w badaniu, definicje wzrostu sprzyjającego ubogim wskazuje zgodność ocen tego charakteru wyłącznie w przypadku wzrostu niesprzyjającego skrajnie ubogim (tabela 3), tj. w latach 2005–2007 i 2011–2013. Natomiast w przypadku gospodarstw domowych żyjących w niedostatku oceny charakteru wzrostu były zgodne według wszystkich podejść w okresach wzrostu ściśle sprzyjającego ubogim w zakresie zasięgu ubóstwa, tj. także w latach 2005–2007 i 2011–2013 (tabela 3).

Ocena charakteru wzrostu w Polsce w latach 2005–2015 oparta na aksjomacie anonimowości i podejściu częściowym

Analizowany okres 2005–2015 został podzielony, podobnie jak w podejściu pełnym, na podokresy, co pozwoliło na obserwacje zmian dochodów w wyróżnionych podokresach tych samych gospodarstw domowych.

Krzywa GIC w całym badanym okresie 2005–2015 leży powyżej zera dla wszystkich kwantyli gospodarstw domowych aż do kwantyla odpowiadającego odsetkowi żyjących w niedostatku ($p=0,0692$), lecz nie dla wszystkich kwantyli gospodarstw domowych żyjących w niedostatku ($p=0,5098$) (rysunek 1).

Oznacza to, że dla oceny charakteru wzrostu musimy skorzystać ze wskaźnika wskaźnika *RPPG*. Wartość tego wskaźnika jest większa – tak dla skrajnie ubogich, jak i żyjących w niedostatku – nie tylko od 0, ale także od średniej z kwantylowych stóp wzrostu dla całej populacji $g_{12}(p)$ (tabela 5). Oznacza to, że wzrost w tym okresie był sprzyjający skrajnie ubogim oraz żyjącym w niedostatku zarówno w ujęciu absolutnym, jak i w ujęciu relatywnym.

Tabela 5. Stopa wzrostu dochodów i wskaźnik *RPPG* dla Polski w latach 2005–2015

Okresy	Stopy wzrostu dochodów		<i>RPPG</i>	
	$\overline{g_{12}(p)}$	g'_{12}	Skrajne ubóstwo	Niedostatek
2005–2007	–0,0045	0,0079	–0,0092	–0,0201
2007–2009	0,2068	0,1804	0,3750	0,2446
2009–2011	0,0527	0,0415	0,0036	0,0507
2011–2013	–0,0232	–0,0170	–0,0670	–0,0409
2013–2015	0,1710	0,1340	0,3433	0,2446
2005–2015	0,5408	0,4762	0,7416	0,5992

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Tabela 6. Wzorce rozwoju dla Polski w latach 2005–2015. Skrajne ubóstwo

Okresy	Rozwój sprzyjający skrajnie ubogim w sensie relatywnym $RPPG > \overline{g_{12}(p)}$	Rozwój sprzyjający skrajnie ubogim w sensie absolutnym $RPPG > 0$	Rozwój sprzyjający żyjącym w niedostatku w sensie relatywnym $RPPG > g_{12}(p)$	Rozwój sprzyjający żyjącym w niedostatku w sensie absolutnym $RPPG > 0$
2005–2007	–	–	–	–
2007–2009	+	+	+	+
2009–2011	–	+	–	+
2011–2013	–	–	–	–
2013–2015	+	+	+	+
2005–2015	+	+	+	+

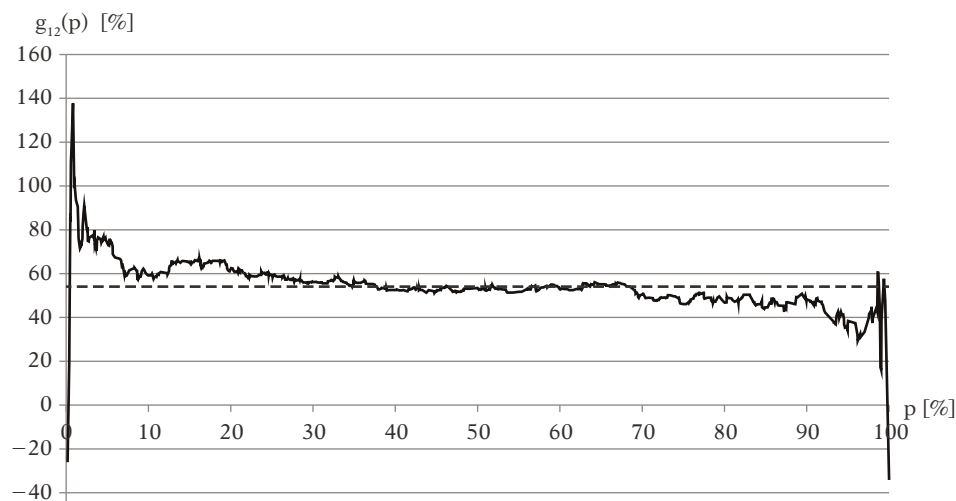
Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Ocena charakteru wzrostu w wyróżnionych w badaniu podokresach opierała się na wytycznych wskaźnika *RPPG*. Wśród wyróżnionych w badaniu podokresów wzrost okazał się sprzyjający zarówno w sensie absolutnym, jak i w sensie relatywnym tak skrajnie ubogim, jak i żyjącym w niedostatku w okresach najszybszego wzrostu przeciętnych dochodów oraz spadku zasięgu skrajnego ubóstwa i niedostatku, tj. w latach 2007–2009 oraz 2013–2015. Sytuacja ta znajduje odzwierciedlenie w wyższych wartościach wskaźników *RPPG* dla skrajnie ubogich i żyjących w niedostatku od średniej z kwantylowych stóp wzrostu dochodów dla całych populacji w tych podokresach (tabela 5).

W latach 2007–2009 krzywa GIC leży powyżej 0 dla wszystkich kwantyli gospodarstw domowych aż do kwantyla odpowiadającego granicy niedostatku dla roku 2007 ($p=0,4774$) (rysunek 3). Nie leży ona natomiast powyżej linii prostej wyznaczonej przez średnią z kwantylowych stóp wzrostu powyżej $g_{12}(p)$

dla wszystkich kwantyli aż do kwantyla odpowiadającego granicy niedostatku ($p=0,4774$) w 2007 r., chociaż leży powyżej tej prostej dla wszystkich kwantyli gospodarstw domowych aż do kwantyla odpowiadającego granicy skrajnego ubóstwa ($p=0,0779$). Tym samym, aby określić charakter wzrostu w ujęciu relatywnym dla żyjących w niedostatku, korzystamy ze wskazań *RPPG*, którego wartość jest większa od średniej z kwantylowych stóp wzrostu dla całej populacji (tabela 5) – wzrost jest w ujęciu relatywnym sprzyjający zarówno skrajnie ubogim, jak i żyjącym w niedostatku.

Rysunek 1. Krzywa GIC dla Polski w latach 2005–2015



----- – średnia z kwantylowych stóp wzrostu $\overline{g_{12}(p)}$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Wartości wskaźnika *RPPG* dla lat 2005–2007 oraz 2011–2013 są mniejsze od 0 w obu badanych podokresach zarówno w przypadku analizy skrajnego ubóstwa, jak i niedostatku. Oznacza to, że wzrost dochodów w latach 2005–2007 oraz ich spadek w latach 2011–2013 były niesprzyjające skrajnie ubogim oraz żyjącym w niedostatku w ujęciu absolutnym. Ponadto wartości *RPPG* (zarówno dla skrajnie ubogich, jak i żyjących w niedostatku) są w latach 2011–2013 niższe niż średnia z kwantylowych stóp wzrostu $\overline{g_{12}(p)}$, co wskazuje, że zmiany dochodów w tym okresie były niekorzystne dla ubogich, podobnie jak w latach 2005–2007, w ujęciu relatywnym.

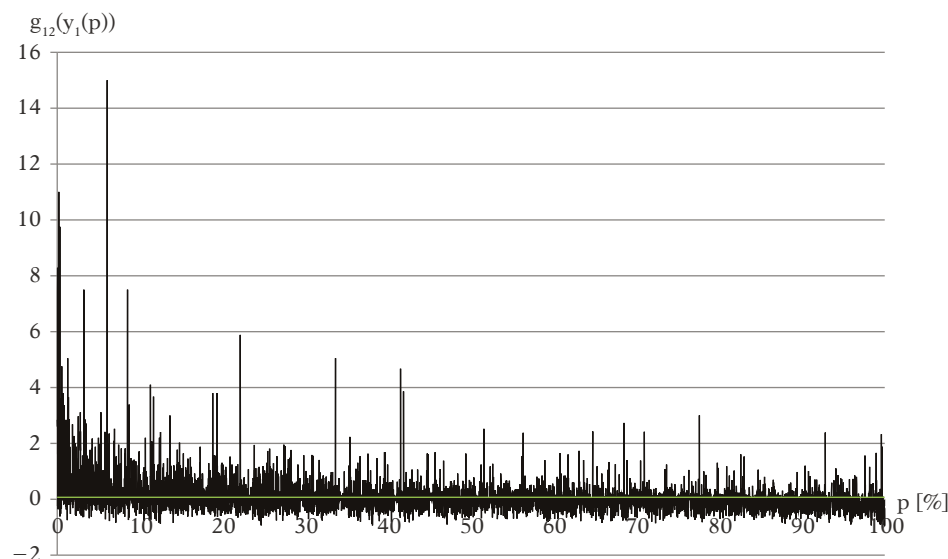
Wartość wskaźnika *RPPG* w latach 2009–2011 była mniejsza dla tego podokresu zarówno w analizie skrajnego ubóstwa, jak i niedostatku od $\overline{g_{12}(p)}$ (tabela 5), co wskazuje, że wzrost w tym okresie sprzyjał skrajnie ubogim i żyjącym w niedostatku w sensie absolutnym, ale nie sprzyjał im w ujęciu relatywnym. Wzorce rozwoju w Polsce w latach 2005–2015 określone na podstawie wyników przedstawionych wyżej analiz zostały zdefiniowane w tabeli 6.

Ocena charakteru wzrostu w Polsce w latach 2005–2015 oparta na odrzuceniu aksjomatu anonimowości

W prowadzonych analizach empirycznych opartych na aksjomacie anonimowości obserwowano w wyróżnionych podokresach lat 2005–2015, podobnie jak w przypadku odrzucenia aksjomatu anonimowości, te same gospodarstwa domowe. Ocena charakteru wzrostu odrzucająca aksjomat anonimowości na podstawie krzywej IGIC oraz wskaźnika *IRPPG* daje jednak najczęściej inne wyniki niż ocena dokonywana na podstawie przebiegu krzywej GIC i wskaźnik *RPPG* w podejściu częściowym opartym na aksjomacie anonimowości.

W latach 2005–2015 krzywa IGIC leżała powyżej 0 dla wszystkich gospodarstw skrajnie ubogich w 2005 r. (rysunek 2), co pozwala stwierdzić na podstawie jej przebiegu, że wzrost przeciętnych dochodów był sprzyjający skrajnie ubogim w sensie absolutnym w tym okresie. Natomiast dla gospodarstw żyjących w niedostatku w 2005 r. krzywa ta zmienia znak. Wartość wskaźnika *IRPPG* dla tej podpopulacji jest jednak większa niż 0 (tabela 7), a tym samym wzrost dochodów w badanym okresie był również sprzyjający w ujęciu absolutnym żyjącym w niedostatku. Wartość wskaźnika *IRPPG* była także w latach 2005–2015 większa niż średnia z kwantylowych stóp wzrostu $\overline{g_{12}(p(y_i))}$ dla całej populacji zarówno dla skrajnie ubogich, jak i żyjących w niedostatku, co oznacza, że wzrost dochodów był także sprzyjający tym podpopulacjom ubogich w sensie relatywnym (tabela 7).

Rysunek 2. Krzywa IGIC dla Polski w latach 2011–2013



----- – średnia z kwantylowych stóp wzrostu $\overline{g_{12}(p(y_i))}$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnostyka Społeczna.

W każdym z wyróżnionych w badaniu podokresów krzywa IGIC zmieniała znak w obszarze zmienności dla gospodarstw domowych skrajnie ubogich na początku badanych podokresów, a tym samym także gospodarstw żyjących w niedostatku. Ocena charakteru wzrostu w tych podokresach opiera się zatem na wskazaniach *IRPPG* (tabele 7 i 8). Wartość tego wskaźnika jest we wszystkich podokresach, tak dla gospodarstw domowych skrajnie ubogich, jak i żyjących w niedostatku na początku wyróżnionych podokresów, nie tylko większa od 0, ale również większa od średniej z kwantylowych stóp wzrostu dla całej populacji $\bar{g}_{12}(p(y_i))$. Oznacza to, że wzrost (a w zasadzie zmiany dochodów) we wszystkich badanych podokresach był sprzyjający skrajnie ubogim i żyjącym w niedostatku w obu podejściach pomiaru, tj. w podejściu absolutnym i w podejściu relatywnym.

Tabela 7. Stopa wzrostu dochodów i wskaźnik *IRPPG* dla Polski w latach 2005–2015

Okresy	Stopy wzrostu dochodów		<i>IRPPG</i>	
	$\bar{g}'_{12}$	$\bar{g}_{12}(p(y_i))$	Skrajne ubóstwo	Niedostatek
2005–2007	0,0079	0,1351	0,970	0,2818
2007–2009	0,1804	0,2239	1,2620	0,5382
2009–2011	0,0415	0,1438	0,8990	0,3227
2011–2013	–0,0170	0,1438	0,8614	0,2869
2013–2015	0,1340	0,2716	1,7863	0,6140
2005–2015	0,4762	0,7810	2,5019	1,1468

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Tabela 8. Wzorce rozwoju dla Polski w latach 2005–2015

Okresy	Rozwój sprzyjający skrajnie ubogim w sensie relatywnym $IRPPG > \bar{g}_{12}(p(y_i))$	Rozwój sprzyjający skrajnie ubogim w sensie absolutnym $IRPPG > 0$	Rozwój sprzyjający żyjącym w niedostatku w sensie relatywnym $IRPPG > \bar{g}_{12}(p(y_i))$	Rozwój sprzyjający żyjącym w niedostatku w sensie absolutnym $IRPPG > 0$
2005–2007	+	+	+	+
2007–2009	+	+	+	+
2009–2011	+	+	+	+
2011–2013	+	+	+	+
2013–2015	+	+	+	+
2005–2015	+	+	+	+

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Podsumowanie i wnioski

W części teoretycznej artykułu dokonano uporządkowania definicji wzrostu sprzyjającego ubogim, rozróżniając przede wszystkim wzrost sprzyjający ubogim w ujęciu absolutnym i w ujęciu relatywnym, a w ramach tego

drugiego ujęcia wzrost „mocny” i wzrost „słaby”. W szczególności zwrócono uwagę na niekonsekwencję w definicjach charakteru wzrostu w opracowaniach Kakwaniego i Son (wprowadzające w błąd nazwanie wzrostu sprzyjającego ubogim w sensie relatywnym mocnym wzrostem sprzyjającym ubogim w sensie absolutnym), które w efekcie powodują nieporozumienia w wyciąganych przez nich wnioskach z wyników analiz empirycznych. Uporządkowanie definicji wzrostu na skali porządkowej pozwala na określenie relacji pomiędzy nimi, a w konsekwencji pomiędzy stosowanymi w analizach empirycznych miarami charakteru wzrostu ekonomicznego.

W ramach prezentacji teoretycznych podstaw konstrukcji miar wzrostu sprzyjającego ubogim oraz sposobu ich konstrukcji wskazano ich podstawowe zalety i ograniczenia, które utrudniają ich zastosowanie w analizach empirycznych. We wszystkich stosowanych dotąd w praktyce podejściach do analizy wzrostu uzyskiwane wartości miar charakteru wzrostu są odnoszone do zmian wartości stopy ubóstwa – kierunki zmian wartości tych miar powinny być zgodne. Stosowane w analizach charakteru wzrostu agregatowe indeksy ubóstwa powinny jednak charakteryzować się pewnymi własnościami, a przede wszystkim spełniać aksjomat o monotoniczności. Aksjomatu tego nie spełnia stopa ubóstwa, będąca podstawową miarą ubóstwa, a w konsekwencji wartości wskaźników *PEGR* w pewnych sytuacjach mogą nie być zgodne z kierunkiem zmian ubóstwa. Miara *RPPG* jest funkcyjnie powiązana z indeksem Watta, którego szacunek wymaga jednak operowania wyłącznie nieujemnymi dochodami, co znacznie ogranicza jego praktyczne zastosowanie.

Wadą miary *RPPG* jest to, że przy jej obliczeniach nie są uwzględniane jednostki, których dochody w okresie początkowym były niższe niż przyjęta granica ubóstwa, a w okresie końcowym wyższe niż ta granica i *vice versa*. Innymi słowy, w obliczeniach wskaźnika nie są brane pod uwagę jednostki przechodzące pomiędzy sferą ubóstwa i sferą poza ubóstwem w trakcie badanego okresu. Podobną wadę jak wskaźnik *RPPG* ma wskaźnik *IRPPG*. Opiera się on co prawda na kwantylowych stopach wzrostu odnoszących się do tych samych jednostek w obu porównywanych okresach, ale także pomija w obliczeniach jednostki, które przechodzą pomiędzy sferą ubóstwa i sferą poza ubóstwem w analizowanym okresie. Wartością dodaną indeksu *IRPPG* jest możliwość oceny charakteru mobilności dochodowej jednostek pomiędzy okresem początkowym i okresem końcowym, jednak tylko tych jednostek, które zarówno w okresie początkowym, jak i końcowym znajdowały się w sferze ubóstwa. Jeżeli wartości indeksu *IRPPG* są wyższe niż 0, wskazuje to na dodatnią mobilność dochodową jednostek – przeważają wzrosty dochodów jednostek nad ich spadkami. Pełniejszą analizę w tym zakresie możemy uzyskać, operując indeksami charakteru mobilności [Panek, 2011]. Niewątpliwie przewagą podejścia odrzucającego aksjomat anonimowości jest operowanie próbą o charakterze panelowym. Zmniejsza się tym samym obciążenie wyników poprzez eliminację wpływu na nie obserwacji różnych jednostek w okresie początkowym i w okresie końcowym badania.

W artykule przedstawione zostały autorskie propozycje modyfikacji szacunku wskaźników *PPGI* oraz *PEGR*. Polegały one na zastosowaniu różnych sposobów obliczania relatywnej elastyczności nierównościowej ubóstwa w podejściach relatywnym słabym i relatywnym mocnym, odpowiednich dla tych podejść. Stosowanie w dotychczas prowadzonych analizach według podejścia relatywnego mocnego algorytmu szacunku relatywnej elastyczności nierównościowej ubóstwa odpowiedniego dla podejścia relatywnego słabego powodowało w konsekwencji zniekształcenie uzyskiwanych wyników.

W analizach empirycznych charakteru wzrostu przy wykorzystaniu wskaźnika *RPPG* wprowadzono porównywanie wartości tego wskaźnika ze średnimi z kwantylowych stóp wzrostu dla całej populacji w miejscu ich porównań ze stopą wzrostu przeciętnych dochodów. Przyjęte rozwiązanie jest poprawniejsze od strony merytorycznej, gdyż wskaźnik *RPPG* stanowi średnią właśnie z kwantylowych stóp wzrostu dla wszystkich kwantyli aż do kwantyla odpowiadającego granicy ubóstwa.

Analiza charakteru wzrostu w latach 2005–2015 oraz w wyróżnionych podokresach tych lat za pomocą różnych podejść i miar (tabele 9 i 10) wskazuje, że generalnie im większy wzrost przeciętnych dochodów realnych w badanych okresach, tym większa zgodność uzyskanych ocen, większa przy tym dla gospodarstw domowych skrajnie ubogich niż żyjących w niedostatku.

Wyniki zgodne, poza ujęciem relatywnym mocnym, uzyskano we wszystkich ujęciach pomiaru dla całego badanego okresu, tj. lat 2005–2015 oraz dla podokresu 2013–2015. Oznacza to, że w całym badanym okresie 2005–2015 oraz w podokresie 2013–2015 wzrost gospodarczy był sprzyjający dla ubogich. Dla pozostałych podokresów oceny charakteru wzrostu często były rozbieżne. Wynika to z różnych założeń przyjmowanych w stosowanych metodach oceny charakteru wzrostu, których konstrukcja jest ponadto pochodną odmiennych definicji wzrostu sprzyjającego ubogim.

Tabela 9. Wzorce wzrostu dla Polski w latach 2005–2015. Skrajne ubóstwo

Okresy	Wzrost sprzyjający ubogim w sensie absolutnym		Wzrost sprzyjający ubogim w sensie relatywnym					
	<i>RPPG</i>	<i>IRPPG</i>	<i>PEGR</i>		<i>PEGR</i>		<i>RPPG</i>	<i>IRPPG</i>
			S ¹⁾	N ²⁾	S ¹⁾	N ²⁾		
2005–2007	–	+	–	–	–	–	–	+
2007–2009	+	+	+	+	–	+	+	+
2009–2011	+	+	–	+	–	+	–	+
2011–2013	–	+	–	–	–	–	–	+
2013–2015	+	+	+	+	–	+	+	+
2005–2015	+	+	+	+	–	+	+	+

¹⁾ S – wzrost ściśle sprzyjający ubogim ze względu na zasięg ubóstwa

²⁾ N – wzrost nieściśle sprzyjający ubogim ze względu na zasięg ubóstwa

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Tabela 10. Wzorce wzrostu dla Polski w latach 2005–2015. Niedostatek

Okresy	Wzrost sprzyjający ubogim w sensie absolutnym		Wzrost sprzyjający ubogim w sensie relatywnym					
	RPPG	IRPPG	PEGR		PEGR		RPPG	IRPPG
			S ¹⁾	N ²⁾	S ¹⁾	N ²⁾		
2005–2007	–	+	+	+	+	+	–	+
2007–2009	+	+	–	+	–	+	+	+
2009–2011	+	+	+	+	–	+	–	+
2011–2013	–	+	+	+	+	+	–	+
2013–2015	+	+	+	+	–	+	+	+
2005–2015	+	+	+	+	–	+	+	+

¹⁾ S – wzrost ściśle sprzyjający ubogim ze względu na zasięg ubóstwa

²⁾ N – wzrost nieściśle sprzyjający ubogim ze względu na zasięg ubóstwa

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Na szczególną uwagę zasługują wyniki analizy charakteru wzrostu w latach 2011–2013, w którym to okresie nastąpił spadek przeciętnych dochodów realnych gospodarstw domowych (tabela 4) na skutek spowolnienia wzrostu gospodarczego. Spadek przeciętnych realnych dochodów gospodarstw domowych był przy tym większy dla gospodarstw domowych skrajnie ubogich niż dla pozostałej grupy gospodarstw. Stanowi to wskazówkę dla polityki społecznej, że nawet w czasie wzrostu gospodarczego, gdy następuje spowolnienie tego wzrostu, niezbędne są programy wspierające gospodarstwa domowe skrajnie ubogie.

Bibliografia

- Araar A., Duclos J.-Y., Audet M., Makdissi P. [2009], Testing for pro-poorness of growth, with an application to Mexico, *Review of Income and Wealth*, vol. 55, no. 4: 853–881.
- Ashley R. [2007], Growth may be good for the poor, but decline is disastrous: On the non-robustness of the Dollar – Kraay result, *International Review of Economics and Finance*, vol. 17: 333–338.
- Atkinson A.B. [1987], On the measurement of poverty, *Econometrica*, vol. 4: 749–764.
- Bhagwati J.N. [1988], Poverty and public policy, *World Development*, vol. 16, no 5: 539–654.
- Bibi S., Duclos J.-Y., Verdier-Chouchane A. [2012], Assessing absolute and relative pro-poor growth, with an application to selected African countries, *Economics – The Open-Access Open-Assessment E-Journal*, vol. 6: 20–127.
- Bourguignon F. [2011], Non-anonymous growth incidence curves, income mobility and social welfare dominance, *The Journal of Economic Inequality*, vol. 9, no 4: 605–627.
- Brzezinski M. [2011], Has recent economic growth in Poland been pro-poor? Evidence from 1998–2008, Working Paper, *Faculty of Economic Sciences*, University of Warsaw.
- Brzezinski M. [2012], Pro-poorness of economic growth in Poland: contrasting cross-sectional and longitudinal approaches, w: *Statistical methods in regional and social analyses under integration and globalization*, A. Jaeschke, W. Starzyńska (red.), Łódź, Statistical Office in Lodz, 175–190.

- Chakravarty S.R., D'Ambrosio C. [2013], An axiomatic approach to the measurement of poverty reduction failure, *Economic Modelling*, vol. 35: 874–880.
- Copeland P., Daly M. [2012], Varieties of poverty reduction: Inserting the poverty and social exclusion target into Europe 2020, *Journal of European Social Policy*, vol. 22, no. 3: 273–287.
- Dollar D., Kraay A. [2002], Growth is good for the poor, *Journal of Economic Growth*, 195–225.
- Duclos J.Y. [2009], What is Pro-Poor?, *Social Choice and Welfare*, vol. 32, no. 1: 37–58.
- Essama-Nssah B., Lambert P.J. [2009], Measuring pro-poorness: A unifying approach with new results, *Review of Income and Wealth*, vol. 55, no. 3: 752–778.
- Foster J.E., Greer J., Thorbecke E. [1984], A class of decomposable poverty measures, *Econometrica*, vol. 52, no. 3: 761–766.
- Foster J.E., Shorrocks A.F. [1988], Poverty orderings, *Econometrica*, vol. 1: 173–177.
- Foster J.E., Shorrocks A.F. [1991], Subgroup consistent poverty indices, *Econometrica*, vol. 59, no. 3: 687–709.
- Gastwirth J.L. [1971], A general definition of the Lorenz curve, *Econometrica*, vol. 39: 1037–39.
- Grimm M. [2007], Removing the anonymity axiom in assessing pro-poor growth, *Journal of Economic Inequality*, vol. 5, no. 2, 179–197.
- Grosse M., Harttgen K., Klasen S. [2008], Measuring pro-poor growth in non-income dimensions, *World Development*, vol. 36, no. 6: 1021–1047.
- Harmáček J., Syrovátka, M., Dušková L. [2017], Pro-poor growth in East Africa, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 64 (C): 82–93.
- Kakwani N. [1984], Issues in Measuring Poverty, w: R.L. Bassmanni, G.F. Rhodes Jr. (red.), *Advances in Econometrics*, 3, JAJ Press, Greenwich, CT & London, 253–282.
- Kakwani N. [1995], Income inequality, welfare, and poverty. An illustration using Ukrainian data, *World Bank Policy Research Working Paper*, 1411, World Bank.
- Kakwani N., Subbarao K. [1990], Rural poverty and its alleviation in India, *Economic and Political Weekly*, vol. 25, no. 13, A2–A16.
- Kakwani N., Khandker S., Son H.H. [2004], Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies, *International Poverty Centre Working Paper*, 1, United Nations Development Programme.
- Kakwani N., Pernia E.M. [2000], What is pro-poor growth?, *Asian Development Review*, vol. 18, no. 1: 1–16.
- Kakwani N., Son H. [2004], Pro-poor growth: concepts and measurement with country case studies, *The Pakistan Development Review*, vol. 42, no. 4, 417–444.
- Kakwani N., Son H.H. [2008], Poverty equivalent growth rate, *Review of Income and Wealth*, vol. 54, no. 4: 643–655.
- Klasen S. [2008], Economic growth and poverty reduction: Measurement issues using income and non-income indicators, *World Development*, vol. 36, no. 3: 420–445.
- Kośny M. [2011a], Koncepcja dominacji pierwszego i drugiego rzędu w analizie wzorca zmian w rozkładzie dochodu, w: E. Konarzewska-Gubała (red.), *Zastosowania badań operacyjnych. Zarządzanie projektami, decyzje finansowe, logistyka*, Prace Naukowe UE we Wrocławiu, t. 238, 111–119.

- Kośny M. [2011b], Relative income changes and an identification of growth pattern, *ECINEQ Working Paper*, 230.
- Kośny M. [2012], Polaryzacja ekonomiczna a wzrost gospodarczy sprzyjający ubogim, *Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, t. 102, Katowice, 78–89.
- Kośny M., Yalonetzky G. [2015], Relative income change and pro-poor growth, *Economia Politica* vol. 32, no. 3: 311–327.
- Kraay A. [2006], When is growth pro-poor? Evidence from a panel of countries, *Journal of Development Economics*, vol. 80, no. 1: 198–227.
- Lopez, H. [2006], Did growth become less pro-poor in the 1990s?, *World Bank Policy Research Working Paper*, 3931.
- Layard R., Mayraz G., Nickell S. [2010], Does relative income matter? Are the critics right? w: E. Diener, D. Kahneman, J. Lelliewell (red.), *International differences in well-being*, Oxford University Press, Oxford: 139–165.
- Moyes P. [1999], Stochastic dominance and the Lorenz curve, w: J. Silber (red.), *Handbook on income inequality measurement*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Panek, T. [2011], *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Panek T. [2014], Ubóstwo i wykluczenie społeczne, w: T. Panek (red.), *Statystyka społeczna*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, 210–257.
- Panek T. [2015a], Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków. Metodologia analizy ubóstwa, *Contemporary Economics*, vol. 9, no. 3: 517–524.
- Panek T. [2015b], *Metodyka realizacji badania Diagnoza Społeczna*, Raport metodyczny, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa.
- Pen J. [1971], *Income distribution*, Praeger Publishers, New York.
- Ravallion M. [1994], *Poverty comparisons*, Harwood Academic, Publishers, Chur.
- Ravallion, M. [2004], Pro-poor growth: A primer, *World Bank Policy Research Working Paper*: 32–42.
- Ravallion M., Chen S. [2003], Measuring pro-poor growth, *Economics Letters*, vol. 78, no. 1: 93–99.
- Sen A. [1976], Poverty: An ordinal approach to measurement, *Econometrica*, vol. 44: 219–231.
- Ruiz-Castillo, J. [2009], Absolute and relative poverty: The case of Mexico, 1992–2004, *El Trimestre Económico*, vol. 76, no. 301: 67–100.
- Son H.H. [2004], A note on pro-poor growth, *Economics Letters*, vol. 82, no. 3: 307–314.
- Son, H.H., Kakwani N. [2008], Global estimates of pro-poor growth, *World Development*, vol. 36, no. 6, 1048–1066.
- Subramanian S. [2011], The focus axiom and poverty: On the co-existence of precise language and ambiguous meaning in economic measurement, *Economics, The Open-Access, Open Assessment E-Journal*, 6, 2012–8, <http://dx.doi.org/10.5018/economicsejournal.ja.2012-8>
- Szulc A. [2003], It is possible to estimate reliable household equivalence scales, *Statistics in Transition*, vol. 6, no. 4: 589–611.
- Thon D. [1979], On measuring poverty, *Review of Income and Wealth*, vol. 25: 429–440.
- Wagstaff A. [2009], Reranking and pro-poor growth: Decompositions for China and Vietnam, *Journal of Development Studies*, vol. 45, no. 9: 1403–1425.

Did Economic Growth Benefit the Poor in Poland from 2005 to 2015?

Abstract: Poland's economic growth accelerated strongly after the country became a member of the European Union in 2004. The average 10-year GDP growth rate has since exceeded 4 percent. Rapid economic growth has been accompanied by rising real household incomes. However, not all social groups have benefited equally from this growth. This article attempts to answer the question whether poor people in Poland have benefited more or less than the non-poor from rapid GDP growth and increasing real incomes. In the theoretical part of the article, pro-poor growth is defined. In the next step, various approaches to the analysis of the nature of growth and the basic measures of pro-poor growth are presented. In addition, the main advantages and limitations are discussed, and some modifications are proposed. In the empirical part of the article, the hypothesis is verified of whether economic growth in Poland was pro-poor from 2005 to 2015. The analyses are based on panel data taken from the Social Diagnosis (DS) study. The results of empirical analyses indicate that economic growth in Poland from 2005 to 2015 was generally favourable for the poor.

Keywords: economic growth, poverty, inequality

JEL classification codes: D31, D63, I32, O15

Article submitted January 24, 2019, accepted for publication April 17, 2019.

