

DOI: 10.18559/SOEP.2017.11.11

Michał Litwiński

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Ekonomii, Katedra Socjologii
i Filozofii

michal.litwinski@ue.poznan.pl

**PRZEWIDYWANIE TENDENCJI ROZWOJU
SPOŁECZNO-EKONOMICZNEGO
W POLSCE NA PODSTAWIE POZIOMU
NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH
Z ZASTOSOWANIEM MODELU VAR**

Streszczenie: W ostatnich latach obserwuje się nasilenie zainteresowania procesem rozwoju społeczno-ekonomicznego i jego związku z nierównościami dochodowymi w Polsce. Zauważa się również potrzebę prognozowania pierwszego ze wskazanych zjawisk. Problem badawczy opracowania dotyczy możliwości przewidywania tendencji rozwoju społeczno-ekonomicznego na podstawie poziomu nierówności dochodowych w Polsce. Celem opracowania jest zaproponowanie modelu prognostycznego (modelu wektorowej autoregresji), który mógłby stanowić podstawę predykcji w tym zakresie. Model oszacowano dla danych z lat 2004–2014, z kolei predykcje wyznaczono dla lat 2015–2017.

Słowa kluczowe: nierówności dochodowe, rozwój społeczno-ekonomiczny, model VAR.

Klasyfikacja JEL: D31, O11, O15, C32.

**FORECASTING THE TENDENCIES OF SOCIO-ECONOMIC
DEVELOPMENT IN POLAND ON THE BASIS OF THE LEVEL
OF INCOME INEQUALITIES USING THE VAR MODEL**

Abstract: Recently, there has been observed intensified considerations on socio-economic development and its relationship with income inequalities in Poland. There

exists also a need to forecast the tendencies further. The scientific problem of the paper concerns the possibilities to predict socio-economic development on the basis of the level of income inequalities in Poland. The aim of the research in the paper is to propose using the VAR model that could be a basis for predictions in that scope. A model was estimated using data for the years 2004–2014. Socio-economic development was forecasted for the years 2015–2017.

Keywords: income inequalities, socio-economic development, the VAR model.

Wstęp

W ostatnich latach obserwuje się nasilenie zainteresowania kwestią rozwoju społeczno-ekonomicznego i jego związku z nierównościami dochodowymi. Badania w tym obszarze są prowadzone również dla Polski. Jednakże dotychczasowe analizy nie miały całościowego charakteru. Bada się jedynie relacje między rozwarstwieniem dochodowym a poszczególnymi aspektami rozwoju społeczno-ekonomicznego (np. wzrostem gospodarczym) – rzadko łączy się wymiar społeczny i ekonomiczny związku między wskazanymi zjawiskami, co może wpływać na formułowane wnioski i stawiane prognozy tendencji rozwoju. Problemem badawczym jest pytanie o możliwości przewidywania tendencji rozwoju społeczno-ekonomicznego na podstawie poziomu nierówności dochodowych w Polsce. Celem opracowania jest zaproponowanie modelu prognostycznego, który mógłby stanowić podstawę predykcji w tym zakresie. Prognozę postawiono na podstawie modelu wektorowej autoregresji (VAR), w którym uwzględniono zmienne reprezentujące nierówności dochodowe oraz rozwój. Dane będące podstawą badania uzyskano dla lat 2004–2014 (długość zakresu czasowego wynika z dostępności danych). Szeregi czasowe pochodzą z bazy Eurostatu oraz European Social Survey. Predykcje wyznaczone zostały w horyzoncie trzech okresów (dla lat 2015–2017).

1. Definicje i miary omawianych zjawisk

Nierówności dochodowe są zjawiskiem utożsamianym z sytuacją, w której dochody poszczególnych osób nie są jednakowe [Panek 2011]. Wskazuje się, że nie istnieje jedna, najlepsza miara nierówności dochodowych – wybór wskaźnika zależy od celu badania [Kasprzyk i Wojnar 2010]. Najbardziej popularnymi miarami zróżnicowania dochodów są wskaźniki wyznaczone z wy-

korzystaniem krzywej Lorenza, w szczególności zaś współczynnik Giniego¹. Zaletą tego wskaźnika nierówności dochodowych jest to, że uwzględnia on całość rozkładu dochodów w społeczeństwie. Jest on jednak bardzo wrażliwy na występowanie skrajnych wartości dochodów [Brzeziński i Kostro 2010]. Ponadto nie umożliwia dokonania pełnej analizy nierówności ze względu na jednowymiarowy charakter [Piketty 2015], przez co poznanie odmienności stopnia zróżnicowania między poszczególnymi grupami dochodowymi w różnych społeczeństwach jest niemożliwe.

W kontekście poczynionych spostrzeżeń pewne uzupełnienie wskaźnika Giniego stanowią: zmodyfikowany współczynnik zróżnicowania kwintylowego (S80/S20), którym jest iloraz sumy dochodów 20% najbogatszych obywateli przez sumę dochodów 20% najbiedniejszych², oraz współczynnik zróżnicowania decylogowego, wyznaczany jako iloraz decyla dziewiątego przez decyl pierwszy rozkładu dochodów. Dochody są tym bardziej zróżnicowane, im wyższa jest wartość opisanych miar [Sączewska-Piotrowska 2006].

Nierówności dochodowe mogą dotyczyć różnych kategorii dochodów, jednak najczęściej określa się ich poziom dla dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych [Keane i Prasad 2002]. Zaleca się ponadto, by obliczenia mające na celu pomiar nierówności były dokonywane na podstawie dochodów ekwiwalentnych, które stanowią wielkość względną – pokazują one, jaki dochód muszą osiągnąć gospodarstwa domowe o różnych cechach demograficznych, aby osiągnąć jednakowy poziom zamożności [Panek 2008]. Eurostat proponuje stosowanie zmodyfikowanej skali ekwiwalentności OECD³. Według tej metody osobom w gospodarstwie domowym przypisuje się wagi (pierwszej osobie dorosłej – wagę 1; kolejnej osobie dorosłej – 0,5; dzieciom – 0,3). Suma iloczynów wag przez dochody danej osoby stanowi dochody ekwiwalentne gospodarstwa domowego [Wołoszyn i Wysocki 2014]. Uwzględniając te spostrzeżenia, do analizy ekonometrycznej włączone zostały wskaźniki nierówności dochodowych dla dochodu rozporządzalnego, z zastosowaniem zmodyfikowanej skali ekwiwalentności.

W literaturze przedmiotu stwierdza się istnienie wielu podejść do definiowania pojęcia rozwoju społeczno-ekonomicznego. L. Kupiec [1995] wskazuje, że na istotę wskazanego procesu składają się zjawiska wzrostu gospodarczego,

¹ Poziom współczynnik Giniego to wartość bezwzględna średniej różnicy dochodów losowo wybranej pary gospodarstw domowych w stosunku do dochodu przeciętnego. Im wyższa jest wartość tego wskaźnika, tym dochody w społeczeństwie są bardziej zróżnicowane.

² Miara ta jest wykorzystywana przez Eurostat [Verma, Betti i Natilli 2005].

³ Eurostat stosuje taką samą skalę ekwiwalentności dla wszystkich państw UE, aby zapewnić porównywalność danych dotyczących nierówności.

rozwoju gospodarczego oraz rozwoju społecznego. Rozwój społeczno-ekonomiczny oznacza zatem korzystne zmiany ilościowe, jakościowe i strukturalne w odniesieniu do działań podejmowanych w sferach gospodarki i społeczeństwa [UNDP 2012]. Zauważa się przy tym, że omawiany proces powinien być analizowany w następujących wymiarach: gospodarczym, społecznym, technologicznym, technicznym, przyrodniczym, przestrzennym, estetycznym i czasowym [Kupiec 1995]. Rozwój społeczno-ekonomiczny można badać za pomocą cech ilościowych, jakościowych i strukturalnych, które opisują różne sfery działania podmiotów [Kompa 2009].

Uwzględniając powyższe spostrzeżenia, w niniejszym opracowaniu rozwój społeczno-gospodarczy będzie rozumiany jako proces zmian ilościowych, jakościowych i strukturalnych zachodzących w wyniku działań podmiotów podejmowanych w ramach praktyki gospodarczej. Zmiany te wpływają na warunki życia jednostek w takich sferach, jak: materialne warunki bytu (możliwość zaspokojenia potrzeb związanych z zakupem dóbr i usług: PKB *per capita* [wzrost gospodarczy], wydatki konsumpcyjne, warunki mieszkaniowe, możliwość zrównoważenia budżetu domowego), struktura gospodarcza (poziom inwestycji, zatrudnienie, innowacyjność gospodarki), dbałość o stan środowiska naturalnego (efektywność energetyczna, generowanie odpadów, emisja gazów cieplarnianych), dostęp do dóbr i usług publicznych (skutkujący zmianami poziomu wykształcenia i kultury, zdrowia itp.), relacje zachodzące w ramach systemu społecznego (integracja między jednostkami, zaufanie, bezpieczeństwo, konflikty społeczne) czy satysfakcja życiowa.

W literaturze przedmiotu przedstawia się wiele mierników poszczególnych aspektów rozwoju społeczno-ekonomicznego (np. odsetek osób umiejących czytać i pisać, oczekiwana długość życia, PKB *per capita*) [Takamori i Yamashita 1973]. Problemem związanym z pomiarem tego typu jest brak możliwości wskazania poziomu omawianego zjawiska jako całości, ze względu na odmienność konstrukcji i jednostek, w jakich wyrażane są miary. Dlatego też opracowuje się wskaźniki złożone rozwoju społeczno-ekonomicznego (np. *Human Development Index* proponowany przez UNDP [2015]). Niestety, szeregi czasowe dla tych miar są często nieciągłe. Ponadto większość wskaźników syntetycznych obejmuje jedynie kilka zmiennych, co sprawia, że możliwości określenia właściwego poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego na ich podstawie są niewielkie. Taki stan rzeczy skłania autora do opracowania własnej miary syntetycznej omawianego zjawiska.

Złożony wskaźnik rozwoju społeczno-ekonomicznego proponowany przez autora artykułu jest szacowany z wykorzystaniem mierników poszczególnych kategorii związanych z rozważanym procesem (kategorie te zostały

wymienione w definicji rozwoju społeczno-ekonomicznego: materialne warunki bytu, struktura gospodarcza, dbałość o stan środowiska naturalnego, dostęp do dóbr i usług publicznych, relacje zachodzące w ramach systemu społecznego, satysfakcja życiowa) – lista wskaźników została umieszczona w sekcji dotyczącej analizy ekonometrycznej. Miary te zostały zagregowane według następującej procedury: (1) wskaźniki podzielono na stymulanty (zjawiska pozytywnie wpływające na rozwój społeczno-ekonomiczny) i destymulanty (zjawiska wpływające negatywnie na rozwój); (2) destymulanty zostały przekształcone (przekształcenie ilorazowe); (3) zmienne standaryzowano (odnosząc wartości dla poszczególnych lat do najwyższej wartości w szeregu czasowym); (4) wyznaczono wskaźnik rozwoju społeczno-ekonomicznego poprzez obliczenie średniej arytmetycznej wskaźników [Guzik, Appenzeller i Jurek 2007].

2. Nierówności dochodowe i elementy rozwoju społeczno-ekonomicznego w literaturze przedmiotu

W literaturze przedmiotu rozważa się wpływ nierówności dochodowych na następujące aspekty zdefiniowanego w powyższy sposób rozwoju społeczno-ekonomicznego: wzrost gospodarczy [Galor i Moav 2004], wykształcenie [Birdsall 1999; Mayer 2000], zdrowie (dobrobyt fizyczny i psychiczny) [Wilkinson 1996; Brunner i Marmot 1999], satysfakcja życiowa [Cole, Mailath i Postlewaite 1992; Knell 1999], zaufanie społeczne [Rothstein i Uslaner 2005], solidarność społeczna [Werfhorst i Salvedra 2012; Wilkinson i Pickett 2009], występowanie konfliktów społecznych i niestabilność [Muller 1985; Kerr 2014], przestępczość [van Wilsem 2004; Becker 1993], stan środowiska naturalnego [Clement i Meunie 2010]. Na podstawie przeglądu wyżej wymienionych publikacji można stwierdzić, że nierówności dochodowe nie zawsze mają bezpośredni wpływ na poszczególne aspekty rozwoju społeczno-ekonomicznego. Mimo braku zgodności badaczy odnośnie do charakteru wpływu nierówności dochodowych na wyżej wymienione kategorie, zauważa się, że duża koncentracja dochodów jest niekorzystna dla większości zjawisk składających się na proces rozwoju społeczno-ekonomicznego, np. dla poziomu zdrowia, satysfakcji życiowej, zaufania i przestępczości⁴. Należy jednak zaznaczyć, że wnioski odnośnie do charakteru omawianego wpływu powinny

⁴ Szczegółowy opis wpływu nierówności dochodowych na poszczególne aspekty rozwoju społeczno-ekonomicznego został zamieszczony w pracy M. Litwińskiego [2015].

być formułowane z uwzględnieniem kontekstu społeczno-gospodarczego, np. systemu politycznego i preferencji społecznych.

M. Brzeziński [2010] wskazuje, że analiza wpływu nierówności dochodowych na wymienione wyżej aspekty rozwoju społeczno-ekonomicznego w Polsce spotyka się z licznymi trudnościami ze względu na krótkość szeregów czasowych dla danych empirycznych oraz bariery związane ze wskazaniem długości opóźnienia, z jakim poszczególne zjawiska reagują na zmianę koncentracji dochodów, a także funkcjonalny charakter zależności między zmiennymi. Jednak mimo występowania tych przeszkód, podejmuje się próby badania relacji między rozwarstwieniem dochodowym a takimi zjawiskami, jak trwałość więzi społecznych i zagrożenie konfliktami społecznymi, przy czym zauważa się, że omawiane relacje nie mają charakteru bezpośredniego. Stwierdzono, że nierówności dochodowe w Polsce, zgodnie z przekonaniem społecznymi, są zbyt wysokie. M. Keane i E. Prasad [2002] wskazują, że taki stan rzeczy wynika z przekonania, że proces generowania rozwarstwienia jest niesprawiedliwy, ponieważ wysokie dochody wiążą się z podejmowaniem działań nielegalnych. Negatywne postrzeganie nierówności dochodowych w Polsce tworzy zagrożenie konfliktami społecznymi [Grosfeld i Senik 2010]. M. Brzeziński, B. Jancewicz i N. Letki [2013] dodają że więzi społeczne w Polsce uległy częściowej deprecjacji w wyniku wzrostu nierówności. Wiele osób znalazło się w trudnej sytuacji dochodowej, koncentrowały się one zatem na zaspokojeniu podstawowych potrzeb, zaniedbując tym samym udział w życiu społecznym.

3. Model prognostyczny

W analizie ekonometrycznej uwzględniono następujące wskaźniki (skrótowo umieszczone w nawiasie kwadratowym będą stosowane w dalszej części opracowania):

- reprezentujące nierówności dochodowe: współczynnik Giniego [*Gini*]; wskaźnik zróżnicowania decylowego [*DR*]; zmodyfikowany współczynnik zróżnicowania kwintylowego [*S80/S20*] (wszystkie wskaźniki wyznaczone są dla ekwiwalentnego dochodu rozporządzalnego);
- reprezentujące rozwój społeczno-ekonomiczny i składające się na syntetyczny wskaźnik rozwoju społeczno-ekonomicznego [*SE_dev*]⁵:

⁵ Dane dla zmiennych dostępnych jedynie dla co drugiego roku uzupełniono poprzez wyznaczenie średniej arytmetycznej wartości sąsiadujących.

- materialne warunki bytu: stopa wzrostu realnego PKB *per capita* (mierzona w euro), wydatki konsumpcyjne *per capita* (według PPS), udział osób żyjących w trudnych warunkach sanitarnych, udział osób żyjących w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy, przeciętna liczba pomieszczeń na osobę w gospodarstwie domowym, udział osób niemogących sprostać nieoczekiwanym wydatkom, udział osób odczuwających trudności ze zrównoważeniem budżetu domowego;
- struktura gospodarcza: poziom inwestycji jako %PKB, wskaźnik aktywności zawodowej i stopa bezrobocia (dwie zmienne; dla populacji w wieku 15–64 lata), całkowite wydatki na badania i rozwój jako %PKB, przychód z produktów innowacyjnych (jako procent całkowitego przychodu przedsiębiorstwa);
- dbałość o stan środowiska naturalnego: efektywność energetyczna gospodarki (mierzona jako liczba jednostek wykorzystanej energii na jednostkę PKB; Eurostat: *energy intensity of the economy*), energia elektryczna ze źródeł odnawialnych (jako procent ogólnej produkcji elektryczności), ilość generowanych odpadów *per capita* w kilogramach, ilość generowanych odpadów komunalnych *per capita* w kilogramach, emisja gazów cieplarnianych (jako procent w stosunku do wartości z roku 1990);
- konsekwencje dostępu do dóbr i usług publicznych (w szczególności możliwości ochrony zdrowia i zdobywania wykształcenia): oczekiwana liczba lat w zdrowiu dla kobiet i mężczyzn, udział osób postrzegających swój stan zdrowia jako bardzo dobry/bardzo zły (dwie zmienne; zgodnie z definicją Eurostatu), udział osób deklarujących brak zaspokojenia potrzeb w zakresie opieki zdrowotnej (ze względu na odległość, koszt lub obecność na liście oczekujących; zgodnie z definicją Eurostatu), udział osób, które ukończyły kształcenie na poziomie średnim (w wieku 15–24 lata), udział osób, które zdobyły wykształcenie wyższe (w wieku produkcyjnym);
- relacje w ramach systemu społecznego: liczba przestępstw zarejestrowanych przez policję na 100 000 mieszkańców (w podziale na następujące kategorie: celowe zabójstwo, akty powodujące krzywdę lub mające spowodować krzywdę, akty seksualne i przeciwko własności angażujące przemoc lub groźby – po 2007 roku: porwania, przemoc seksualna, napaści – rabunki, włamania, kradzieże, nieprawne działania związane z narkotykami), zmienne z European Social Survey (udział osób deklarujących wysoki poziom zaufania, udział osób deklarujących dobre relacje z innymi ludźmi, poczucie bezpieczeństwa po zmroku), udział osób deklarujących problemy z przestępstwami, przemocą lub wandalizmem w miejscu, w którym żyją;

- satysfakcja życiowa (związana z materialnym standardem życia): udział osób doświadczających deprywacji materialnej (dotyczącej czterech lub więcej elementów; według definicji Eurostatu), udział osób doświadczających deprywacji mieszkaniowej.

Jak wspomniano wcześniej, duża liczba aspektów rozwoju społeczno-ekonomicznego utrudnia analizę ilościową, ponieważ wpływ nierówności dochodowych na każde z wymienionych wyżej zjawisk może mieć odmienny charakter (dodatni/ujemny). Taki stan rzeczy sprawia, że jednoznaczne określenie ogólnej tendencji rozwoju staje się niemożliwe. Dlatego też autor opracowania zdecydował się dokonać agregacji wymienionych miar reprezentujących rozwój społeczno-ekonomiczny poprzez oszacowanie złożonego miernika rozwoju (zgodnie z procedurą opisaną w sekcji pierwszej opracowania).

Dane dotyczące nierówności dochodowych uzyskano z Eurostatu, zmienne reprezentujące poziom rozwoju społeczno-ekonomicznego pochodzą z Eurostatu oraz European Social Survey. Ze względu na dostępność danych – szeregi czasowe obejmują lata 2004–2014.

Analiza umożliwiająca prognozowanie tendencji rozwoju społeczno-ekonomicznego na podstawie zmian nierówności dochodowych w Polsce została przeprowadzona z wykorzystaniem modelu wektorowej autoregresji (VAR), proponowanego przez C. Simsa [1980]. Model ten stosowano dotychczas w analizie związku między nierównościami dochodowymi a wzrostem gospodarczym (m.in. [Davtyan 2014]). Nie przedstawiono jednak jeszcze analiz relacji między nierównościami i rozwojem społeczno-ekonomicznym.

Model VAR jest modelem wielorównaniowym, w którym każda zmienna jest wyjaśniana przez opóźnienia własne i pozostałych zmiennych. Każdej z nich odpowiada jedno równanie. Zmiennych przyjętych do analizy nie dzieli się na objaśniające i objaśniane. Wszystkie analizowane zjawiska są traktowane jako endogeniczne⁶ – każda zmienna zależy od wszystkich pozostałych. Równania modelu mogą być szacowane na podstawie klasycznej metody najmniejszych kwadratów [Harvey 1989].

Należy zauważyć, że modele VAR są bardzo elastycznym narzędziem prognozowania. Nie wymagają one bowiem stawiania założeń dotyczących wartości zmiennych egzogenicznych w okresie predykcji, dzięki czemu eliminuje się jedno ze źródeł błędów predykcji (nieprawidłowe oszacowanie prognozy wartości zmiennych egzogenicznych sprawia, że prognoza finalna

⁶ Jako zmienne egzogeniczne można włączyć do modelu elementy deterministyczne (np. zmienną czasową), które uwzględnia się jednak tylko w razie potrzeby [Charemza i Deadman 1997].

dla badanego zjawiska jest niepoprawna, nawet w sytuacji, gdy model dobrze opisuje zależności między zmiennymi) [Charemza i Deadman 1997].

Szeregi, które przyjęto do badania, poddano testowi niestacjonarności, by wykluczyć ewentualny problem regresji pozornej między analizowanymi zjawiskami [Nelson i Kang 1984]. Niestacjonarne szeregi czasowe mogą być generowane przez procesy różnego rodzaju, np. model błędzenia przypadkowego z dryfem (proces przyrostostacjonarny) oraz model trendu deterministycznego (proces trendostacjonarny). Określenie przyczyny niestacjonarności jest istotne dla rozstrzygnięcia o sposobie filtrowania zmiennych. W pierwszym przypadku należy dokonać różnicowania zmiennej, w drugiej sytuacji – wyeliminować trend lub włączyć zmienną czasową do modelu (zmienna ta może mieć różne postaci w zależności od kształtu trendu) [Charemza i Deadman 1997; Kusideł 2000; Maddala 2008]. C. Nelson i H. Kang [1984] podkreślają, że usunięcie trendu z szeregu generowanego przez proces przyrostostacjonarny lub różnicowanie szeregu generowanego przez proces trendostacjonarny prowadzi do wystąpienia problemu pozornej autokorelacji.

Określenie źródła niestacjonarności jest możliwe poprzez przeprowadzenie testu ADF, zaproponowanego przez W. Dickeya i D. Fullera [1981]. W modelu postaci:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

testowana jest hipoteza zerowa mówiąca o tym, że szereg (oznaczony jako y_t) jest generowany przez proces przyrostostacjonarny ($\delta = 0$, $\alpha_1 = 0$), czyli zawiera pierwiastek jednostkowy, wobec hipotezy alternatywnej mówiącej o tym, że szereg jest generowany przez proces trendostacjonarny ($\delta < 0$, $\alpha_1 \neq 0$). Ze względu na to, że hipoteza zerowa obejmuje więcej niż jeden parametr, sugeruje się zastosowanie testu mnożnika Lagrange'a. Wybór liczby opóźnień został dokonany na podstawie podejścia od „ogólnego do szczególnego”, tzn. wybrano początkowo wysoką liczbę k , a następnie zredukowano ją do momentu, kiedy test t potwierdził statystyczną istotność parametru przy najwyższym opóźnieniu⁷ [Charemza i Deadman 1997; Kusideł 2000; Maddala 2008].

Wyniki przeprowadzenia opisanego testu zamieszczono w tabeli 1. Szeregi dla wskaźnika rozwoju społeczno-ekonomicznego, współczynnika Giniego i miernika zróżnicowania decylogowego generowane są przez proces trendostacjonarny – te zmienne zostały przekształcone w zmienne stacjonarne z wykorzystaniem

⁷ Zarówno w przypadku tego testu, jak i w całym opracowaniu przyjęto poziom istotności na poziomie 0,05.

filtru Hodricka i Prescottta [1997], jednego z najczęściej stosowanych narzędzi detrendyzacji [Davtyan 2014]. Szereg dla zmodyfikowanego wskaźnika zróżnicowania kwintylowego zawiera pierwiastek jednostkowy (generowany jest przez proces przyrostostacjonarny), zatem poddano go różnicowaniu pierwszego stopnia – szereg przyrostów jest stacjonarny (wartość p w teście ADF: 0,001).

Tabela 1. Wyniki testu ADF

Zmienna	Liczba opóźnień (k)	Wartość p w teście ADF	Wnioski dotyczące hipotezy zerowej	Wnioski dotyczące rodzaju procesu generującego szereg
<i>SE_dev</i>	1	0,0459	odrzucaamy	trendostacjonarny
<i>Gini</i>	1	0,0026	odrzucaamy	trendostacjonarny
<i>DR</i>	2	6,815E-005	odrzucaamy	trendostacjonarny
<i>S80/S20</i>	2	0,5945	BPO	przyrostostacjonarny

Uwagi: BPO – brak podstaw do odrzucenia.

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 2. Współczynniki korelacji dla zmiennych uwzględnionych w badaniu

	<i>Gini</i>	<i>DR</i>	<i>S80/S20</i>	<i>SE_dev</i>
<i>Gini</i>	1			
<i>DR</i>	0,9768	1		
<i>S80/S20</i>	0,6435	0,5927	1	
<i>SE_dev</i>	-0,6665	-0,8578	-0,9137	1

Źródło: Obliczenia własne.

W niniejszym opracowaniu oszacowane zostały trzy modele, dla każdej miary nierówności dochodowych osobno. Takie podejście wynika z faktu, że wszystkie wskaźniki reprezentują to samo zjawisko. Stosunkowo silna korelacja między uwzględnionymi miernikami nierówności dochodowych (por. tabela 2) wpływałaby na jakość otrzymanego modelu, gdyby był on oszacowany dla wszystkich wskaźników łącznie. Do każdego modelu włączono również złożony wskaźnik rozwoju społeczno-ekonomicznego.

Doboru liczby opóźnień w poszczególnych modelach dokonano na podstawie wartości kryteriów informacyjnych: Akaike'a, Hanan-Quinna i Schwarza, które należą do najpopularniejszych wskaźników utraty informacji [Maddala 2008]. Przy wyborze liczby opóźnień kierowano się również kryterium braku autokorelacji składnika losowego [Charemza i Deadman 1997]. W celu dokonania rozstrzygnięcia, czy problem ten występuje, przeprowadzono test G. Ljunga i G. Boxa [1978] (z hipotezą zerową o braku autokorelacji reszt).

Dodatkowym sprawdzianem poprawności wyboru liczby opóźnień jest test ilorazu wiarygodności (z hipotezą zerową mówiącą o tym, że liczba opóźnień powinna być niższa o 1, i hipotezą alternatywną, że liczba opóźnień została wybrana właściwie) [Kusideł 2000]. Przeprowadzono również test normalności rozkładu reszt, zaproponowany przez J. Doornika i H. Hansena [1994] (hipoteza zerowa testu mówi o tym, że rozkład reszt jest normalny).

W modelu VAR testowanie istotności parametrów przy opóźnionych zmiennych endogenicznych nie może zostać przeprowadzone z wykorzystaniem, popularnego w tym względzie testu t (Studenta), ze względu na obciążenie statystyk testowych⁸ [Kusideł 2000]. W wypadku analizowanej klasy modeli testowanie, czy parametry są istotnie różne od 0, dokonywane jest poprzez analizę przyczynowości⁹. Testem, który zastosowano, jest procedura Grangera (z hipotezą zerową o tym, że nierówności dochodowe nie są przyczyną w sensie Grangera rozwoju społeczno-ekonomicznego). Zgodnie z propozycją W. Charemzy i C. Deadmana¹⁰ [1997, s. 159–160] – test ten zastosowano tylko dla parametrów przy zmiennych reprezentujących nierówności dochodowe (aby odpowiedzieć na pytanie, czy są one przyczyną w sensie Grangera rozwoju społeczno-ekonomicznego).

Oszacowania związane z zastosowaniem wyżej opisanych procedur dla wszystkich modeli zamieszczono w tabeli 3 – zaprezentowano wyniki estymacji jedynie dla równania, w którym zmienną zależną jest złożony wskaźnik rozwoju społeczno-ekonomicznego, ponieważ prognoza tego właśnie zjawiska została postawiona w opracowaniu. Należy stwierdzić, że na poziomie istotności 0,05 jedynie w modelu 2 wyniki testu Grangera wskazują na istnienie związku przyczynowego między nierównościami dochodowymi (reprezentowanymi w tym wypadku przez wskaźnik zróżnicowania decylowego) a rozwojem społeczno-ekonomicznym. Oznacza to, że w Polsce polaryzacja dochodów ma wpływ na tendencje rozwoju i na jej podstawie można ten ostatni prognozować – nie są natomiast przydatne dane opisujące poziom nierówności szacowany dla całego rozkładu dochodów.

W dalszej analizie uwzględniony został jedynie model 2. Należy zaznaczyć, że cechuje się on wysoką jakością: autokorelacja składnika losowego

⁸ Powodem takiej sytuacji jest wysoka współliniowość regresorów [Kusideł 2000].

⁹ Najczęściej stosowaną definicją przyczynowości jest definicja przyczynowości Grangera: „Zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera, jeżeli bieżące wartości x i można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x , niż bez ich wykorzystania, przy niezmięnionej pozostałej informacji” [Charemza i Deadman 1997, s. 158].

¹⁰ Ze względu na ograniczenie dotyczące objętości opracowania, nie opisywano tu szczegółowo wskazanej procedury. Zastosowano statystykę LMF mnożnika Lagrange’a, przyjmującą rozkład F (zgodnie ze wskazaniami Charemzy i Deadmana [1997, s. 160]).

Tabela 3. Wyniki oszacowań modelu VAR

Model	Liczba opóźnień modelu	Zmienna		Test przyczynowości		Test autokorelacji reszt		Test normalności rozkładu reszt		Test ilorazu wiarygodności	
		Nazwa	Rząd opóźnień	Współczynniki	Wniosek dotyczący przyczynowości (nierówności dochodowe → rozwój społ.-ekonomiczny)	Wniosek dot. autokorelacji	Wniosek dot. rozkładu reszt	Wniosek dot. poprawności wyboru l. opóźnień			
1	2	const		-0,0008	-	0,399	Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej – brak autokorelacji losowego	0,1220	Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej – rozkład reszt jest normalny	0,0321	Odrzucamy H_0 – liczba opóźnień została wybrana poprawnie
		SE_dev	1	0,5728							
			2	-0,6555							
		Gini	1	-0,0057							
2	1			-0,0017	-	0,669	Odrzucamy H_0 – związek przyczynowy istnieje	0,9991	reszt jest normalny	-	Odrzucamy H_0 – liczba opóźnień została wybrana poprawnie
		SE_dev	1	0,3415							
		DR	1	-0,0266							
			2	0,0424							
3	2	const		-0,0063	-	0,5	BPO – brak związku przyczynowego	0,5119	reszt jest normalny	0,0000	Odrzucamy H_0 – liczba opóźnień została wybrana poprawnie
		SE_dev	1	0,3500							
			2	-0,4801							
		S80/S20	1	-0,0265							
				-0,0205		0,557					

Uwagi: w teście Grangera istotność opóźnień dla danej zmiennej jest testowana łącznie; BPO – brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

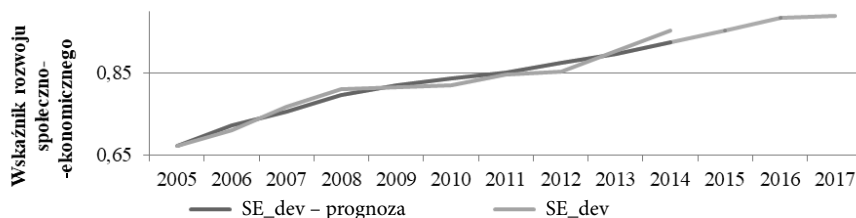
Źródło: Obliczenia własne.

nie występuje, a rozkład reszt jest normalny. Wszystkie te wnioski dotyczą również drugiego równania modelu (w którym zmienną zależną jest wskaźnik zróżnicowania decylowego) – otrzymano wartości p w teście autokorelacji składnika losowego i normalności rozkładu reszt odpowiednio: 0,0669 i 0,9991. Warto dodać, że rozwój społeczno-ekonomiczny nie jest przyczyną w sensie Grangera nierówności dochodowych (wartość p w teście Grangera na poziomie 0,8459).

W modelu VAR prognoza wartości zmiennej jest wyznaczana na podstawie równania, w którym wskaźnik ten jest zmienną zależną. Dla okresu następującego po ostatnim roku badania (w tym wypadku roku 2015) predykcja jest dokonywana na podstawie obserwacji z ostatniego okresu (roku 2014). Dla okresów późniejszych prognoza jest wyznaczana sekwencyjnie (z wykorzystaniem predykcji z roku poprzedzającego) [Charemza i Deadman 1997]. W niniejszym opracowaniu wartość złożonego wskaźnika rozwoju społeczno-ekonomicznego jest prognozowana dla trzech okresów (lata 2015–2017).

Im dalszy jest horyzont prognozy, tym mniej prawdopodobne, że analizowane zjawisko będzie się rozwijało w sposób opisany oszacowanym równaniem. Dlatego też istotne jest przeprowadzanie testu stałości parametrów modelu dla okresu estymacji i predykcji. W tym zakresie proponuje się test Chowa. Przeprowadzono go zgodnie z procedurą sugerowaną przez E. Kusideł [2000, s. 32]. W ramach wskazanego testu weryfikuje się hipotezę zerową mówiącą o tym, że parametry modelu nie zmieniają się w okresie estymacji i predykcji. Zastosowanie tego narzędzia pozwoliło otrzymać wartość p na poziomie 0,1952, co oznacza, że parametry równania są stałe w okresie estymacji i predykcji.

Prognoza złożonego wskaźnika rozwoju społeczno-ekonomicznego została przedstawiona na wykresie. Na podstawie oszacowanego modelu przewiduje się, że w kolejnych latach będziemy mieli do czynienia z rozwojem w Polsce. Wykres przedstawia również oryginalny szereg wartości tego miernika. Prognozowane *ex post* wartości wskaźnika rozwoju zbliżone są do obserwowanych (zwłaszcza w pierwszej części badanego okresu). Można zatem przypuszczać, że model cechuje się dużą wartością predykcyjną.



Obserwowane i prognozowane wartości wskaźnika rozwoju społeczno-ekonomicznego w Polsce

Oceny trafności predykcji dokonano na podstawie zaproponowanych w literaturze wskaźników. Bardzo popularnymi miarami trafności prognoz są błędy średnie, zwłaszcza zaś: pierwiastek średniego kwadratowego błędu prognozy (*RMSE*) oraz średni absolutny błąd prognozy (*MAE*), wyrażane wzorami:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T (y_t - y_t^*)^2}, \quad (2)$$

$$MAE = \frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T |y_t - y_t^*|, \quad (3)$$

gdzie: t – numer okresu, n – horyzont prognozy, T – liczba obserwacji, y_t – wartość zmiennej prognozowanej w okresie t , y_t^* – prognoza wartości zmiennej y w okresie t .

Błędy te są często wyrażane procentowo w stosunku do wartości prognozy – stanowią wówczas błędy względne prognoz [Robertson i Tallman 1999]. Interesującą propozycją w zakresie oceny trafności prognoz jest współczynnik Theila [1965; 1966]:

$$U_1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T (y_t - y_t^*)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T (y_t)^2 + \frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T (y_t^*)^2}}, \quad (4)$$

$$U_2 = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^{T-1} \left(\frac{y_{t+1}^* - y_{t+1}}{y_t} \right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^{T-1} \left(\frac{y_{t+1} - y_t}{y_t} \right)^2}}, \quad (5)$$

z oznaczeniami opisanymi powyżej.

Wskaźnik oszacowany według pierwszej ze wskazanych wyżej formuł (U_1) waha się od 0 do 1 – prognoza jest tym bardziej trafna, im wartość miernika jest niższa. Miara U_2 wyznaczona według formuły (5) również ma dolną

granicę równą 0, ale nie ma skończonej górnej granicy, przy czym 0 oznacza doskonałą prognozę, 1 – taką samą trafność prognozy jak w wypadku naiwnych metod prognozowania. Osiągnięcie wartości z przedziału (0,1) oznacza, że prognoza z rozważanego modelu jest lepsza niż prognoza naiwna. F. Bliemel [1973] zaleca stosowanie obydwu miar w kontekście oceny trafności prognoz, preferuje jednak U_2 jako miarę dogodniejszą w zakresie interpretacji.

Tabela 4. Oszacowania błędów prognoz wskaźnika rozwoju społeczno-ekonomicznego

Wskaźnik		Dla prognozy w horyzoncie		
		1 okresu	2 okresów	3 okresów
RMSE	błąd bezwzględny	0,0148	0,0151	0,0198
	błąd względny	1,55%	1,54%	2,00%
MAE	błąd bezwzględny	0,0124	0,0129	0,0175
	błąd względny	1,31%	1,31%	1,76%
U_1		0,0091	0,0093	0,0117
U_2		0,3980	0,4088	0,6178

Źródło: Obliczenia własne.

Oszacowania dokonane zgodnie z powyższymi wzorami zamieszczono w tabeli 4. Wartości wskaźników RMSE i MAE stanowią niewielką część wartości prognozy, co oznacza, że została ona wyznaczona trafnie. Wysoką jakość oszacowań potwierdza wskaźnik Theila U_1 . Jego wartość wzrasta wraz z horyzontem prognozy, pozostając jednak na poziomie bliskim 0. Wskaźnik U_2 osiąga wartość poniżej 1, co oznacza, że oszacowany model pozwala wyznaczyć prognozy bardziej trafne niż przy zastosowaniu metod naiwnych.

Zakończenie – dyskusja i wnioski

Należy wskazać, że wnioski formułowane na podstawie analizy szeregów czasowych, zaprezentowane w poprzedniej sekcji opracowania, nie mogą być bezrefleksyjnie wprowadzane do opisu rzeczywistości ekonomicznej. Zauważa się, że scjentyzm pozytywistyczny, który przenika naukę ekonomii, a szczególnie wyraźnie można go zauważyć w ekonometrii i statystyce, uwikłany jest w sądy wartościujące, czego konsekwencją jest problem zapewnienia neutralności aksjologicznej proponowanych opisów rzeczywistości. Akceptacja określonych przesądzeń wpływa na określenie kryteriów wiarygodności wyników [Kmita

i Pałubicka 1992], zatem każda wypowiedź na temat rzeczywistości będzie się odnosić do ukształtowanych kulturowo i powszechnie respektowanych przekonań. O ogólnej (nie indywidualnej) akceptacji przekonań decyduje ocena ich technologicznej skuteczności, która jest kształtowana m.in. przez siłę predykcyjną danego modelu lub teorii [Zboron 2009]. W kontekście niniejszego opracowania wyżej wskazane „powszechnie akceptowane przekonania” będą dotyczyły przede wszystkim wyboru:

- wskaźnika danego zjawiska – należy podkreślić wagę decyzji o włączeniu do badania określonych zmiennych składających się na miernik syntetyczny rozwoju społeczno-gospodarczego (która to decyzja wynika z przyjętej definicji tego zjawiska); nie bez znaczenia jest również wybór miary nierówności, która posłużyła w badaniu – decyzja o uwzględnieniu danego miernika koncentracji dochodów miała konsekwencje dla rozstrzygnięcia o istnieniu wpływu tego zjawiska na rozwój społeczno-ekonomiczny;
- metody agregacji zmiennych składających się na syntetyczny wskaźnik rozwoju społeczno-ekonomicznego – decyzja ta została podjęta arbitralnie, kierowano się wnioskami z przeglądu literatury przedmiotu.

Kolejnym ograniczeniem formułowanych wniosków są niewielkie możliwości statystycznej analizy jakościowych elementów rozwoju społeczno-ekonomicznego – wyznaczanie mierników wielu kategorii związanych z tym procesem (np. ocena poziomu satysfakcji z życia) wiąże się z decyzją, która zależy od rozstrzygnięć danej perspektywy badawczej (zatem wybór ten ma subiektywny charakter). Co więcej, w modelu służącym jako podstawa prognozowania rozwoju społeczno-ekonomicznego należałoby uwzględnić zmienne dodatkowe (oprócz wskaźnika nierówności dochodowych). Świadczy o tym wartość współczynnika determinacji na poziomie 0,42 (co oznacza, że oszacowany model wyjaśnia ok. 42% całkowitej zmienności rozwoju) oraz różnica między obserwowanymi i prognozowanymi *ex post* wartościami wskaźnika analizowanego zjawiska.

Podsumowując, można stwierdzić, że oszacowanie modelu prognozowania tendencji rozwoju społeczno-ekonomicznego z uwzględnieniem poziomu nierówności dochodowych w Polsce jest możliwe (wskazuje się, że w kolejnych okresach będziemy mieli do czynienia z rozwojem). Ponadto potwierdzenie wysokiej jakości modelu i trafności prognoz również nie sprawia trudności. Można zatem uznać, że cel opracowania osiągnięto. Jakkolwiek należy zachować dużą ostrożność w zakresie przyjmowania sformułowanych wniosków. Może się bowiem okazać, że na rozwój społeczno-ekonomiczny będą wpływały w większym stopniu czynniki nieuwzględnione w badaniu. Co więcej, zmienny charakter kontekstu, w którym relacje między nierównościami

dochodowymi a rozwojem społeczno-gospodarczym są osadzone (np. zmiany instytucjonalne), może powodować, że sformułowane na podstawie modelu statystycznego wnioski nie będą prawomocne w kolejnych okresach [Piketty 2015]. Dlatego też niniejsze opracowanie może stanowić jedynie początek zarówno badań związków między nierównościami dochodowymi a rozwojem społeczno-ekonomicznym w Polsce, jak i przewidywania tendencji tego ostatniego.

Bibliografia

- Becker, G., 1993, *Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior*, Journal of Political Economy, vol. 101, no. 3, s. 385–409.
- Birdsall, N., 1999, *Education: The People's Asset*, Working Paper no. 5, Center on Social and Economic Dynamics.
- Bliemel, F., 1973, *Theil's Forecast Accuracy Coefficient: A Clarification*, Journal of Marketing Research, vol. X, s. 444–446.
- Brunner, E., Marmot, M., 1999, *Social Organization, Stress and Health*, w: Marmot, M., Wilkinson, R.G. (eds.), *Social Determinants of Health*, Oxford University Press, Oxford.
- Brzeziński, M., 2010, *Nierówności w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej*, IX Kongres Ekonomistów Polskich, <http://www.pte.pl/kongres/referaty/Brzezi%C5%84ski%20Micha%C5%82/Brzezi%C5%84ski%20Micha%C5%82%20-%20NIER%C3%93WNO%C5%9ACI%20W%20POLSCE%20NA%20TLE%20KRAJ%C3%93W%20UNII%20EUROPEJSKIEJ.pdf> [dostęp: 22.05.2016].
- Brzeziński, M., Jancewicz, B., Letki, N., 2013, *Growing Inequalities and Their Impacts in Poland. Country Report for Poland*, <http://gini-research.org/system/uploads/450/original/Poland.pdf?1370090614> [dostęp: 1.04.2016].
- Brzeziński, M., Kostro, K., 2010, *Income and Consumption Inequality in Poland, 1998–2008*, Bank i Kredyt, vol. 41, no. 4, s. 45–72.
- Charemza, W., Deadman, C., 1997, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Clement, M., Meunie, A., 2010, *Is Inequality Harmful for the Environment? An Empirical Analysis Applied to Developing Countries*, Review of Social Economy, vol. 68, iss. 4, s. 413–445.
- Cole, H., Mailath, G., Postlewaite, A., 1992, *Social Norms, Savings Behavior, and Growth*, Journal of Political Economy, vol. 100, iss. 6, s. 1092–1125.
- Davtyan, K., 2014, *Interrelation among Economic Growth, Income Inequality, and Fiscal Performance: Evidence from Anglo-Saxon Countries*, Working Paper 2014/05, Research Institute of Applied Economics, Barcelona.

- Dickey, W., Fuller, D., 1981, *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, *Econometrica*, vol. 49, no. 1, s. 1057–1072.
- Doornik, J., Hansen, H., 1994, *An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality*, Working Paper, Oxford University.
- Galor, O., Moav, O., 2004, *From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development*, *The Review of Economic Studies*, vol. 71, no. 4, s. 1001–1026.
- Grosfeld, I., Senik, C., 2010, *The Emerging Aversion to Inequality*, *Economics of Transition*, vol. 18, no. 1, s. 1–26.
- Guzik, B., Appenzeller, D., Jurek, W., 2007, *Prognozowanie i symulacje*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Harvey, A., 1989, *Forecasting Structural Time Series and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hodrick, R., Prescott, E., 1997, *Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation*, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 29, no. 1, s. 1–16.
- Kasprzyk, B., Wojnar, J., 2010, *Nierówności dochodowe gospodarstw domowych w regionie podkarpackim*, *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, z. 17, Spójność społeczno-ekonomiczna a modernizacja gospodarki, s. 476–485.
- Keane, M., Prasad, E., 2002, *Inequality, Transfers, and Growth: New Evidence from the Economic Transition in Poland*, *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, iss. 2, s. 324–341.
- Kerr, W., 2014, *Income Inequality and Social Preferences for Redistribution and Compensation Differentials*, *Journal of Monetary Economics*, vol. 66, iss. C, s. 62–78.
- Kmita, J., Pałubicka, A., 1992, *Problem użyteczności pojęcia doświadczenia*, w: Such, J. (red.), *Poszukiwanie pewności i jego postmodernistyczna dyskwalifikacja*, Wydawnictwo Naukowe Instytutu Filozofii UAM, Poznań.
- Knell, M., 1999, *Social Comparisons, Inequality, and Growth*, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, vol. 155, no. 4, s. 6664–6695.
- Kompa, K., 2009, *Budowa mierników agregatowych do oceny poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego*, *Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, nr 74.
- Kupiec, L., 1995, *Rozwój społeczno-gospodarczy*, Dział Wydawnictw Filii UW, Białystok.
- Kusideł, E., 2000, *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, w: Suchecki, B. (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, Absolwent, Łódź.
- Litwiński, M., 2015, *Nierówności dochodowe jako determinanta rozwoju społeczno-gospodarczego w Unii Europejskiej*, w: Luks, K., Seredocha, I. (red.), *Gospodarka i społeczeństwo w europejskiej perspektywie*, Elbląska Uczelnia Humanistyczno-Ekonomiczna, Elbląg, s. 15–38.
- Ljung, G., Box, G., 1978, *On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models*, *Biometrika*, vol. 65, no. 2, s. 297–303.
- Maddala, G.S., 2008, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- Mayer, S.E., 2000, *How Did the Increase in Economic Inequality between 1970 and 1990 Affect American Children's Education Attainment?*, Joint Center for Poverty Research, University of Chicago.
- Muller, E.N., 1985, *Income Inequality, Regime Repressiveness, and Political Violence*, *American Sociological Review*, vol. 50, no. 1, s. 47–61.
- Nelson, C., Kang, H., 1984, *Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression*, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, no. 1, s. 73–82.
- Panek, T., 2008, *Ubóstwo i nierówności: dylematy pomiaru*, w: Panek, T. (red.), *Statystyka społeczna – dokonania, szanse, perspektywy*, BWS, t. 57, GUS, Warszawa, s. 96–108.
- Panek, T., 2011, *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Piketty, T., 2015, *Kapitał w XXI wieku*, Wydawnictwo Krytyki Politycznej, Warszawa.
- Robertson, C., Tallman, J., 1999, *Vector Autoregressions: Forecasting and Reality*, *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, vol. 84, no. 1, s. 4–18.
- Rothstein, B., Uslaner, E.M., 2005, *All for All: Equality, Corruption, and Social Trust*, *World Politics*, vol. 58, no. 1, s. 41–72.
- Sączewska-Piotrowska, A., 2006, *Nierówności dochodowe gospodarstw domowych*, *Wiadomości Statystyczne*, nr 6.
- Sims, C., 1980, *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, vol. 48, no. 1, s. 1–48.
- Takamori, H., Yamashita, S., 1973, *Measuring Socioeconomic Development: Indicators, Development Paths, and International Comparisons*, *The Developing Economies*, vol. 11, no. 2, s. 111–145.
- Theil, H., 1965, *Economic Forecasts and Policy*, North Holland, Amsterdam.
- Theil, H., 1966, *Applied Economic Forecasts*, North Holland, Amsterdam.
- UNDP, 2012, *Krajowy raport o rozwoju społecznym. Polska 2012. Rozwój regionalny i lokalny*, Biuro Projektowe UNDP w Polsce, Warszawa.
- UNDP, 2015, *Human Development Report 2015*, United Nations Development Programme, New York.
- Verma, V., Betti, G., Natilli, M., 2005, *Indicators of Social Exclusion and Poverty in Europe's Regions*, Working Paper, no. 59, Department of Quantitative Methods, University of Siena.
- Werfhorst, H., Salvedra, W., 2012, *Consequences of Economic Inequality: Introduction to a Special Issue*, *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 30, iss. 4, s. 377–387.
- Wilkinson, R.G., 1996, *Unhealthy Societies: The Affliction of Inequality*, Routledge, London.
- Wilkinson, R., Pickett, K., 2009, *The Spirit Level. Why More Equal Societies Almost Always Do Better*, Allen Lane, London.
- Wilsem, J. van, 2004, *Criminal Victimization in Crossnational Perspective*, *European Journal of Criminology*, vol. 1, iss. 1, s. 89–109.

Wołoszyn, A., Wysocki, F., 2014, *Nierówności w rozkładzie dochodów i wydatków gospodarstw domowych rolników w Polsce*, Stowarzyszenie Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, Roczniki Naukowe, vol. 16, nr 6.

Zboroń, H., 2009, *Teorie ekonomiczne w perspektywie poznawczej konstruktywizmu społecznego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.