

ŁUKASZ PIĘTAK*

Polaryzacja ekonomiczna w Hiszpanii w latach 1955–2013

Wstęp

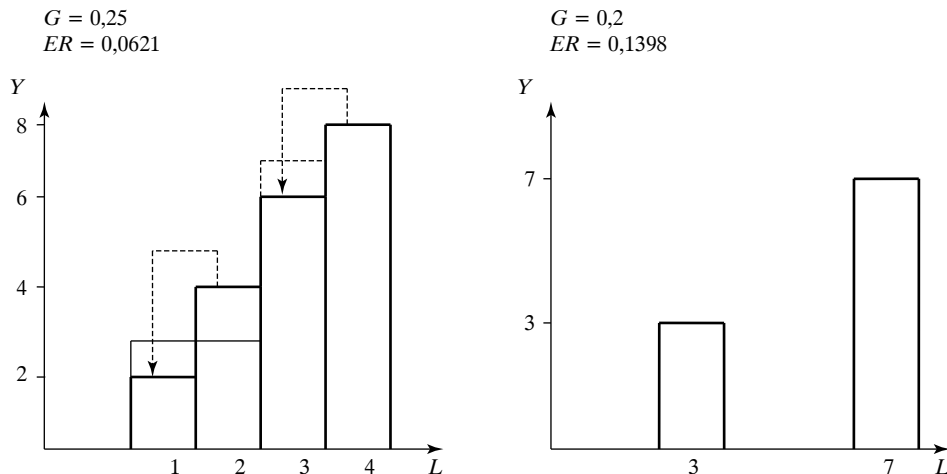
Problem polaryzacji ekonomicznej jest zagadnieniem stosunkowo młodym. Rozkwit zainteresowania tą tematyką przypada na lata 90. XX w. Pojęcie polaryzacji ekonomicznej do literatury zostało wprowadzone m.in. przez prace autorstwa: (Esteban, Ray 1994; Esteban, Gardín, Ray 1999; Esteban, Ray, Duclos 2004). Potraktowali oni polaryzację jako główny czynnik wpływający na występowanie konfliktu społecznego. W swoich opracowaniach do określenia zróżnicowania społecznego zaproponowali alternatywne miary wobec szerokiej gamy istniejących miar nierówności. Przede wszystkim założyli podział społeczeństwa na grupy skupione wokół biegunów oraz położyli szczególną uwagę na wielkości i odległości występujące pomiędzy istniejącymi biegunami.

1. Miary polaryzacji ekonomicznej versus miary nierówności

W wieku XX powstało wiele prac dotyczących problemu mierzenia istniejących nierówności społecznych. Autorami najbardziej znanych opracowań są: (Gini 1921; Theil 1967; Atkinson 1975; Sen 1973). Zaproponowane przez nich miary opierały się na badaniu koncentracji pewnych atrybutów istniejących w społeczeństwie, jak chociażby dochód *per capita*, i pozwalały odpowiedzieć na pytanie o stopień nierówności występujący w ich rozdziale. Jednak nie były one zdolne ukazać, czy społeczeństwo jest skoncentrowane wokół dwóch lub większej liczby biegunów. Ponadto ekonomiści zajmujący się problemem polaryzacji ekonomicznej dostrzegli możliwość zaistnienia sytuacji, kiedy miary nierówności wykazują tendencję malejącą, czyli sugerują wzrost egalitaryzmu w dystrybucji dochodów, jednak towarzyszy temu powstanie biegunów i grup dochodowych. Przykładowo M. Wolfson, badając przykład Kanady w latach 1973–1981, wskazuje na wartości spadkowe wskaźników nierówności lub utrzymywanie się ich na niezmiennym poziomie przy jednoczesnym wzroście wartości wskaźników polaryzacji (Wolfson 1994, s. 353–358).

* Dr Łukasz Piętak, Katedra Gospodarki Światowej i Integracji Europejskiej, Uniwersytet Łódzki; e-mail: l.pietak@poczta.fm

Rysunek 1
Polaryzacja versus nierówność



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Esteban 1995, s. 1–26.

Sytuację, kiedy wskaźnik nierówności zachowują się przeciwnie wobec wskaźnika polaryzacji przedstawia rysunek 1. Na osi rzędnych zostały umieszczone wartości uzyskanego dochodu, a na osi odciętych kolejni obywatele. Pierwsza osoba otrzymuje dwie jednostki dochodu, druga osoba cztery jednostki, a czwarta osiem jednostek dochodu. Średni dochód takiego rozkładu dochodów jest równy pięć, a współczynnik Giniego $G = 0,25$. Miara polaryzacji Esteban-Ray wynosi $ER = 0,0621$. Jeżeli założymy, że osoba najbogatsza transferuje jedną jednostkę dochodu do osoby najbardziej zbliżonej do jej dochodu, a osoba znajdująca się poniżej średniej, czyli osoba druga, do osoby najbiedniejszej, czyli osoby pierwszej, wówczas powstaną dwie grupy o dochodzie równym trzy i siedem. Wskaźniki nierówności wskazują bardziej egalitarną dystrybucję dochodu. Wartość współczynnika Giniego spadnie do $G = 0,2$. Jednak zrealizowane transfery doprowadzą do pojawienia się dwóch grup oddalonych do siebie oraz do zaniknięcia klasy średniej, co spowoduje wzrost wskaźnika polaryzacji do $ER = 0,1398$.

2. Miary polaryzacji ekonomicznej

Pojęcie polaryzacji jest związane z występowaniem tendencji do zanikania klasy średniej. Tematykę tę w swoich opracowaniach podjęli m.in. N. Rosenthal oraz M. Horrighan i S. Haugen (Rosenthal 1985; Horrighan, Haugen 1988). Jednak ich analiza pokazuje brak konsensusu, jak owe zanikanie klasy średniej mierzyć. Proces ten jest rozumiany jako osłabianie grupy otrzymującej średnie dochody na rzecz wzrostu znaczenia grup skrajnych, czyli bogatych i biednych. Jak zauważa S. Kot, można wyróżnić dwa podejścia do ilościowego opisu polaryzacji ekonomicznej. Pierwsze ma charakter nieparametryczny i opiera się na śledzeniu zmian w czasie empirycznych funkcji gęstości, natomiast drugi sposób polega na wyrażaniu stopnia spolaryzowania pojedynczego rozkładu dochodów za pomocą mierników ilościowych (Kot 2008, s. 17).

W swojej pracy z 1994 r. J. Esteban i D. Ray (dalej skrót: ER) zaproponowali aksjomatyczne ujęcie problemu polaryzacji (Estesan, Ray 1994). Według nich społeczeństwo posiada pewne atrybuty. Jednostki podobne pod względem pewnych cech grupują się w obrębie „klastrow”. Dwie osoby należące do jednego klastra są do siebie podobne pod względem pewnych cech, ale zarazem różnią się od osób należących do innego klastra. Autorzy zakładają, że właśnie w ten sposób społeczeństwo jest spolaryzowane.

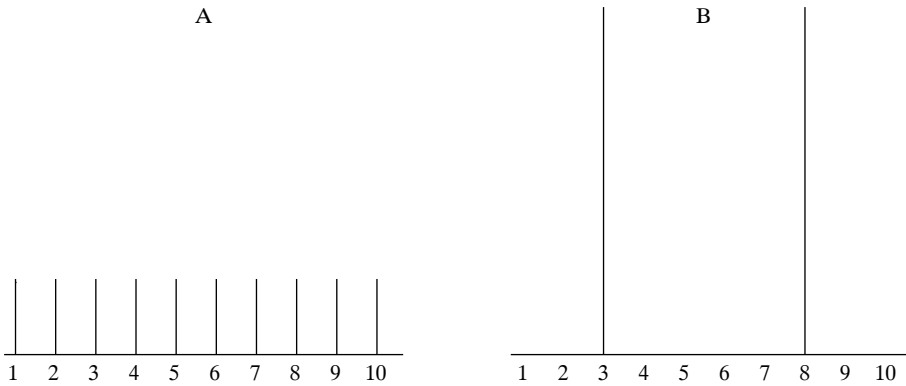
Według ER polaryzacja rozkładów indywidualnych atrybutów musi spełniać trzy własności:

1. Musi być wysoki stopień homogeniczności wewnątrz każdej grupy.
2. Musi być wysoki stopień heterogeniczności między grupami.
3. Musi być niewiele grup o dużym rozmiarze. W szczególności grupy małe (jednoosobowe) mają niewielkie znaczenie.

ER przedstawione warunki wyposażają w ilustracje:

Rysunek 2

Równomierna oraz spolaryzowana dystrybucja dochodów



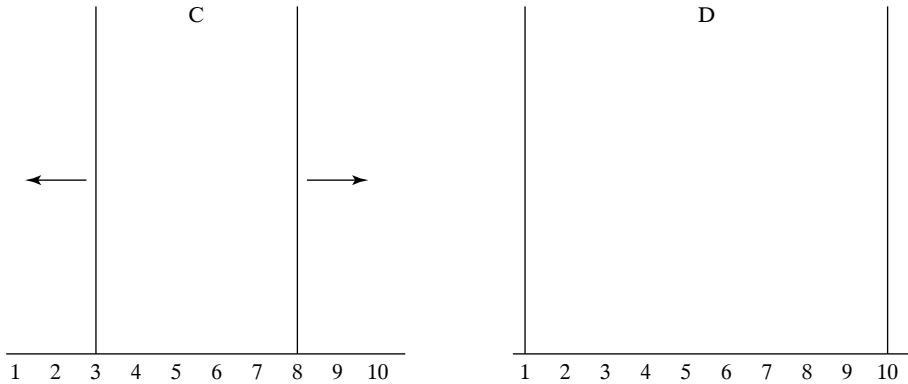
Źródło: Esteban, Ray 1994, s. 824.

Pierwszą własność przedstawia rysunek 2. Na rysunku 2A przedstawiony jest równomierny rozkład dochodów, gdzie odległość pomiędzy jedną a drugą grupą dochodową wynosi jeden. Natomiast na rysunku 2B dystrybucja dochodów uległa koncentracji w punktach 3 i 8. Spowodowało to uformowanie się dwóch biegunów dochodowych: bogatych i biednych oraz całkowite zaniknięcie klasy średniej. Miary nierówności w zaistniałym przypadku wskażą na spadek poziomu nierówności, jednak homogeniczność w każdej z grup dochodowych wzrosła. Zatem miara polaryzacji także wykaże zwiększone wartości.

Według drugiej własności polaryzacja dochodów wzrasta wraz ze wzrostem heterogeniczności pomiędzy grupami. Na rysunku 3C grupy biedna i bogata dysponują dochodem równym 3 i 8. W wyniku ich przeniesienia się na skrajne wartości (grupa biedna z dochodem równym 1 i bogata z dochodem równym 10) powiększył się dystans pomiędzy bogatymi i biednymi (rys. 3D). Taka sytuacja wpłynęła na wzrost heterogeniczności między grupami, bez zmiany poziomu homogeniczności w każdej z nich. Zaistniała sytuacja musi prowadzić do wzrostu polaryzacji.

Według trzeciej własności, grupy o niewielkim rozmiarze mają znikome znaczenie dla procesu tworzenia się grup dochodowych. Jednostki oddalone względem licznych grup dochodowych nie mają wpływu na powstawanie konfliktu społecznego.

Rysunek 3
Wzrost polaryzacji dystrybucji dochodów



Źródło: Esteban, Ray 1994, s. 826.

Następnie ER precyzują, co rozumieją przez rozkład dochodu. Według ich założeń, jest to skokowy, n -punktowy rozkład dochodów wyrażony w logarytmach $(\pi, y) \equiv (\pi_1, \dots, \pi_n; y_1, \dots, y_n)$, gdzie y_i oznacza logarytm dochodu, a $\pi_i > 0$ liczebność występowania wartości y_i , dla $i = 1, \dots, n$. Natomiast suma liczebności $\sum_{i=1}^n \pi_i$ jest całkowitym rozmiarem populacji dla danego rozkładu (π, y) . Jeżeli D oznacza przestrzeń wszystkich takich rozkładów, wówczas miara polaryzacji (MP) jest odwzorowaniem $P: D \rightarrow R_+$.

Ponadto ER postulują właściwości homotetyczne miary polaryzacji (MP), czyli nie jest ona zmienna ze względu na rozmiar populacji, co jest standardem w przypadku miar nierówności. Warunek ten ER przedstawiają w następujący sposób:

Warunek H. Jeżeli $P(\pi, y) \geq P(\pi', y')$ dla dwóch rozkładów (π, y) i (π', y') , wówczas dla każdej rzeczywistej liczby $\lambda > 0$, $P(\lambda\pi, y) \geq P(\lambda\pi', y')$.

Według ER osoba y identyfikuje się z osobami posiadającymi takie same dochody, a to poczucie identyfikacji jest tym większe, im liczniejsza jest liczba osób p danej grupy. ER wprowadzają ciągłą funkcję identyfikacji $I: R_+ \rightarrow R_+$ i zakładają, że $I(p) > 0$ dla $p > 0$ oraz że $I(p)$ jest rosnącą funkcją argumentu p . Własność ta wyraża przekonanie, że polaryzacja wzrasta wraz ze wzrostem homogeniczności grupy.

Ponadto według ER osoba z dochodem y czuje alienację wobec osób „oddalonych od niej”, czyli dysponujących innym dochodem. Autorzy wprowadzają niemalejącą ciągłą funkcję alienacji $a: R_+ \rightarrow R_+$, $a(0) = 0$. Według autorów osoba z dochodem y czuje alienację wobec osoby dysponującej dochodem y' , gdzie $\delta(y, y')$ oznacza absolutny dystans pomiędzy logarytmami dochodów $|y - y'|$. Ta własność polaryzacji zakłada jej wzrost wraz ze wzrostem heterogeniczności grup.

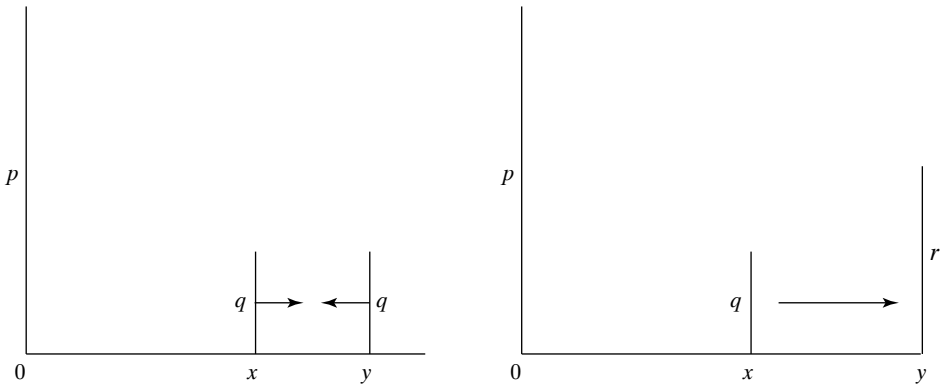
Następnie ER łączą funkcję identyfikacji i alienacji w jedną funkcję efektywnego antagonizmu $T(I, a)$. Autorzy zakładają, że funkcja ta jest ciągła i ściśle rosnąca ze względu na argument a , zawsze gdy $(I, a) \gg 0$ oraz $T(I, 0) = 0$.

Zatem polaryzacja społeczeństwa jest sumą efektywnych antagonizmów i wyraża się w następujący sposób:

$$P(\pi, y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i \pi_j T(I(\pi_i), a(\delta(y_i, y_j))). \quad (1)$$

Następnie autorzy konkretyzują postać funkcji $T(\cdot, \cdot)$, $I(\cdot)$ oraz $a(\cdot)$, aby mogła ona być stosowana dla danych empirycznych. W tym celu ER przedstawiają następujące aksjomaty.

Rysunek 4
Ilustracja aksjomatu 1 i aksjomatu 2



Źródło: Esteban, Ray 1994, s. 832.

Aksjomat 1. Dane: $p, q \gg 0, p > q, 0 < x < y$.

Postulat: $p > 0$ oraz $x > 0$ są ustalone. Istnieją wartości $\varepsilon > 0$ oraz $\mu > 0$ (być może zależne od p i x) takie, że jeżeli $\delta(x, y) < \varepsilon$ oraz $q < \mu p$; wówczas połączenie dwóch mas q w punkcie $(x + y)/2$ zwiększy polaryzację.

Ilustracja aksjomatu 1 przedstawia dwie niewielkie masy q leżące blisko siebie, które łączą się w jedną większą masę w punkcie leżącym pośrodku odcinka xy . Dzięki fuzji te dwie niewielkie masy stają się bardziej istotne, co prowadzi do wzrostu polaryzacji. Aksjomat ten ma zastosowanie w przypadku niewielkiej odległości pomiędzy masami q oraz gdy są one małe w porównaniu z masą p .

Aksjomat 2. Dane: $(p, q, r) \gg 0, p > r, x > |y - x|$.

Postulat: Istnieje $\varepsilon > 0$ takie, że jeżeli masa q zostanie przesunięta w prawo (w kierunku r) o wielkość nieprzekraczającą ε , polaryzacja wzrasta.

Aksjomat 2 przedstawia sytuację, kiedy masa q znajduje się co najmniej tak blisko r jak masy p . Przy założeniu możliwości przemieszczania się masy q jej połączenie z bliższą i mniejszą masą r zwiększy polaryzację.

Aksjomat 3. Dane: $(p, q) \gg 0, x = y - x \equiv d$.

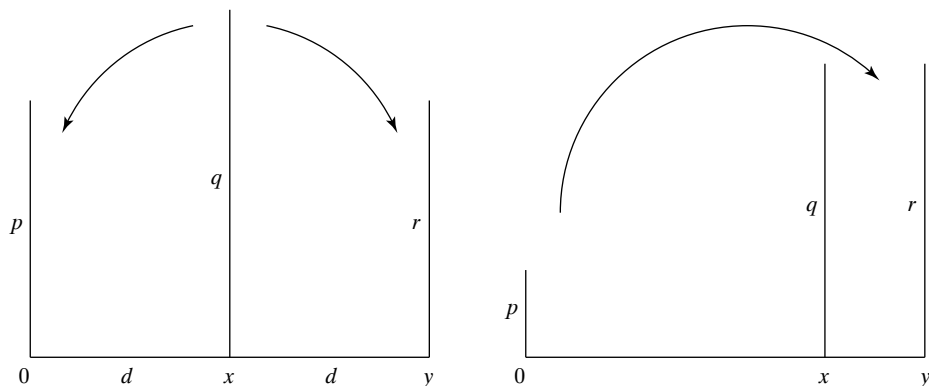
Postulat: Jakikolwiek nowy rozkład utworzony poprzez przesunięcie się masy q równo oddalonej od masy p i r o d jednostek zwiększy polaryzację.

Ilustracja aksjomatu 3 przedstawia proces zanikania klasy średniej. Przeszczanie się masy q w kierunku bogatych lub biednych musi wpływać na zwiększenie się stopnia polaryzacji.

Aksjomat 4. Dane: $(p, q, r, \Delta) \gg 0, q > r$.

Postulat: Istnieje $\mu > 0$ takie, że jeżeli $p \leq \mu r$ oraz $q - r < \mu$, to transfer z masy p do masy r nie zmniejsza polaryzacji.

Rysunek 5
Ilustracja aksjomatu 3 i aksjomatu 4



Źródło: Esteban, Ray 1994, ss. 833, 840.

Natomiast aksjomat 4 przedstawia sytuację, kiedy masa p jest niewielka w porównaniu z masą q i r . W tym przypadku masa p jest transferowana do mniejszej z dwóch dużych mas, czyli masy r .

Przy spełnieniu warunku H oraz czterech kolejnych aksjomatów miara polaryzacji przyjmuje następującą postać.

$$P^*(\pi, y) = K \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |y_i - y_j|, \quad (2)$$

gdzie: $K > 0$ jest stałą, α $[1, 1,6]^1$. Łatwo zauważyć, że dla $\alpha = 1$, miara polaryzacji P^* staje się tożsama z współczynnikiem Giniego (por. Kot i in. 2007, s. 178–181).

Charakteryzując własność polaryzacji, autorzy zakładają, że osoba y identyfikuje się z osobami mającymi taki sam dochód. Może to być jednak punktowa jego wartość lub przedział dochodów. ER nie wyjaśniają jednak tego problemu, posługując się pojęciem klastrów. Jednak jak zauważa Kot, koncepcja klastrów wprowadzona przez ER jest mało klarowna (Kot 2008, s. 25). Esteban w swojej pracy z 1996 r. wskazuje, że jedną z form grupowania danych są kwantyle (Esteban 1996). Jednak ta metoda jest przydatna, gdy analizuje się istniejące nierówności dochodowe. W przypadku polaryzacji ten sposób grupowania danych sterylizuje miarę polaryzacji. Kwantyle dzielą populację na równe części. Z okresu na okres zmieniają się jedynie granice klas bez zmiany prawdopodobieństwa równego rzędowi kwantyla.

¹ Esteban znaczenie parametru α wyjaśnia w następujący sposób. Wyobraźmy sobie, że wszystkie regiony danego kraju wchodzą w skład trzech grup dochodowych. Ponadto liczba ludności dwóch pierwszych grup jest identyczna. Jeżeli połączymy dwie pierwsze grupy w jedną grupę, wówczas jej dochód *per capita* będzie średnią arytmetyczną połączonych grup. W tym przypadku stopień polaryzacji będzie zależał od liczby ludności trzeciej grupy. Jeżeli założymy, że trzecia grupa, obejmująca ludzi o wysokim dochodzie, jest niewielka, wówczas występującą polaryzację można wytłumaczyć istnieniem dwóch grup regionów o zróżnicowanym dochodzie, ale zbliżonych wielkością. Zatem zaistniała fuzyja zmniejszy poziom polaryzacji. Całkiem inna sytuacja będzie występować, jeżeli założymy, że trzecia grupa o najwyższych dochodach obejmuje znaczną część społeczeństwa, a dwie pierwsze grupy o zbliżonych dochodach są niewielkie. Teraz ich połączenie spowoduje powstanie liczniejszej grupy. Podział społeczeństwa na dwie duże grupy o zróżnicowanych dochodach stanie się bardziej widoczny, a poziom polaryzacji wzrośnie. W przypadku gdy $\alpha = 1$, odnotujemy wzrost polaryzacji w wyniku połączenia dwóch grup, jeżeli trzecia grupa o najwyższych dochodach obejmuje prawie całe społeczeństwo. Natomiast gdy $\alpha = 1,6$, wzrost polaryzacji zostanie odnotowany, mimo że trzecia grupa jest niewielka (Esteban 1996, s. 9).

W 1999 r. Esteban-Gardin-Ray (dalej skrót: EGR) udoskonalił pierwotną miarę polaryzacji, wprowadzając do analizy ciągle rozkłady dochodów (Esteban, Gardin, Ray 1999). Według autorów rozkład dochodów danej populacji opisuje ciągła zmienna losowa o funkcji gęstości f . Jest ona określona w przedziale zamkniętym $[a, b]$ z wartością średnią $\mu = 1$. Zatem dyskretna (skokowa) reprezentacja danego rozkładu dochodów może zostać wyrażona przez podział $\rho = (y_0, y_1, \dots, y_n; \pi_1, \dots, \pi_n; \mu_1, \dots, \mu_n)$, który wyznacza k rozłącznych podprzedziałów takich, że $a = y_0 < \dots < y_k = b$, gdzie:

$$\pi_i = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y)dy, \mu_i = \frac{1}{\pi_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} yf(y)dy, i = 1, \dots, k. \quad (3)$$

Zatem pierwotna miara polaryzacji według autorów ma postać:

$$ER(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j|. \quad (4)$$

Teraz autorzy odchodzą od koncepcji klastrów i już otwarcie proponują grupowanie danych w klasy dochodowe. Jednak odcinek $[a, b]$ można podzielić na wiele sposobów, otrzymując jedynie jedną z możliwych reprezentacji danego rozkładu dochodu, a ta reprezentacja jest obciążona błędem identyfikacji $\varepsilon(f, \rho)$. Ponadto miara $ER(\alpha, \rho)$ w takiej postaci ma na względzie jedynie wielkość grup oraz ich średni dochód, tracąc jednocześnie informację dotyczącą rozproszenia w otrzymywanych dochodach *per capita* w każdej grupie. W celu uzupełnienia tej informacji EGR poszerzyli miarę polaryzacji ER (Esteban, Gardin, Ray 1999):

$$P(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho) - \beta \varepsilon(f, \rho). \quad (5)$$

Miara $P(f; \alpha, \beta)$ przyjmuje wartości $[0, 2]$. Parametr β jest wagą przypisaną błędowi identyfikacji $\varepsilon(f, \rho)$, który wyraża poziom rozwarstwienia wewnątrz grup i przyjmuje wartości $[0, 1]$. W przypadku, gdy $\beta = 0$, P staje się pierwotną miarą $ER(\alpha, \rho)$. Następnie autorzy proponują minimalizację błędu identyfikacji poprzez dekompozycję współczynnika Giniego, wyrażoną jako różnicę pomiędzy współczynnikiem Giniego dla ciągłego rozkładu zmiennej losowej i współczynnikiem Giniego dla danych pogrupowanych:

$$\varepsilon(f, \rho) = G(f) - G(\rho). \quad (6)$$

W celu odnalezienia najodpowiedniejszego podziału pomiędzy dwoma wyznaczonymi klasami dochodowymi EGR proponują aplikację następującego algorytmu, pozwalającego odnaleźć optymalny endogeniczny podział dla dwóch przylegających klas:

$$y_i^* = \frac{\pi_i^* \mu_i^* + \pi_{i+1}^* \mu_{i+1}^*}{\pi_i^* + \pi_{i+1}^*}. \quad (7)$$

Zatem miara polaryzacji EGR szacująca stopień polaryzacji dla rozkładu dochodów f i k grup ma postać:

$$P(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta[G(f) - G(\rho^*)]. \quad (8)$$

2.1. Bipolaryzacja ekonomiczna

Jeżeli założy się podział społeczeństwa na dwie grupy $k = 2$, wówczas problem polaryzacji sprowadza się do podziału społeczeństwa na grupę uzyskującą dochód poniżej średniej

oraz na grupę dochodową powyżej średniej ($P_\mu = f(\mu)$), a następnie obliczenia polaryzacji pomiędzy dwoma grupami. Miara bipolaryzacji proponowana przez EGR przyjmuje postać:

$$ER(\alpha, \rho) = [\pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha][\pi - L(\pi)]. \quad (9)$$

Natomiast błąd identyfikacji jest wyrażony:

$$\varepsilon(f, \rho) = G - [\pi - L(\pi)]. \quad (10)$$

Zatem miara bipolaryzacji P dla $k = 2$ jest równa:

$$P(f; \alpha, \beta) = [\pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha][\pi - L(\pi)] - \beta\{G - [\pi - L(\pi)]\}, \quad (11)$$

gdzie: G jest współczynnikiem Giniego obliczonym na podstawie danych niegrupowanych, a $[\pi - L(\pi)]$ jest relatywnym odchyleniem przeciętnym: $D = \frac{1}{2} \int \left| \frac{x}{\mu} - 1 \right| dF(x) = \pi_\mu - L(\pi_\mu)$, tożsamym z indeksem Schutza-Pietry (Kot 2008, s. 37). Można zatem zapisać, że miara bipolaryzacji jest równa:

$$P(f; \alpha, \beta) = [\pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha]D - \beta(G - D). \quad (12)$$

W przypadku gdy $\alpha = 1$, miara bipolaryzacji przyjmie postać:

$$P(f; \alpha = 1, \beta) = (1 + \beta)D - \beta G. \quad (13)$$

Algorytm wykorzystany do obliczania stopnia bipolaryzacji, przy założeniu $\alpha = \beta = 1$, wyraża formułą:

$$P(f; \alpha = 1, \beta = 1) = 2D - G. \quad (14)$$

Jeżeli nie średnia, lecz mediana wyznacza punkt dzielący dwa bieguny ($P_m = f(Me)$), wówczas mamy do czynienia z miarą polaryzacji W opracowaną przez Wolfsona (Wolfson 1994). Przyjmuje ona następującą postać:

$$W = \left(T - \frac{G}{2} \right) \frac{\mu}{Me}, \quad (15)$$

gdzie $T = 0,5 - L(0,5)$ jest pionowym dystansem pomiędzy przekątną kwadratu a funkcją Lorenza w punkcie 0,5 i jest tożsame z relatywnym odchyleniem od mediany $DM = \frac{1}{2} \int \left| \frac{x}{Me} - 1 \right| dF(x)$, G to współczynnik Giniego, μ to średni dochód, a Me oznacza medianę. Aby uzyskać wartość indeksu Wolfsona z przedziału $[0, 1]$, należy skorzystać z następującej formuły (Wolfson 1994, s. 356):

$$W = 2(2T - G) \frac{\mu}{Me}. \quad (16)$$

Wiele interpretacji indeksu Wolfsona w swojej pracy przedstawia Kot (Kot 2008, s. 62–65). Szczególnie interesująca wydaje się propozycja wykorzystująca funkcję dobrobytu społecznego Sena.

$$W = 2 \frac{\mu(1 - G) - \mu_I}{Me}, \quad (17)$$

gdzie μ_I jest dochodem średnim poniżej mediany. Główną różnicą pomiędzy miarą Wolfsona W a miarą opracowaną przez EGR jest wybór punktu centralnego rozkładu docho-

dów. Miara W wykorzystuje medianę, czyli kwantyl rzędu drugiego, dzieląc populację na dwie równe części, a EGR za punkt rozgraniczający obierają średnią rozkładu. Następnie miara W służy do badania bipolaryzacji, natomiast miara P pozwala na wyznaczenie kilku biegunów. Ponadto jak zauważa Kot, indeks W bazuje na funkcji Lorenza, a miara ER ma swoje źródło w funkcji gęstości rozkładu (Kot 2008, s. 29).

Obok miary polaryzacji EGR powstało także wiele alternatywnych metod badania polaryzacji. Przykładowo Cowell, Jenkins i Litchfield wykorzystują funkcje gęstości i ich analizę do badania polaryzacji. Technika ta, znana jako *Kernel*, jest nieparametrycznym sposobem badania polaryzacji (Cowell, Jenkins, Litchfield 1996, s. 49–75). Wang oraz Tsui proponują całą grupę nowych wskaźników służących do mierzenia polaryzacji (Wang, Tsui 2000, s. 349–363). Według Chakravarty'ego i Majumdera mierniki nierówności po pewnych modyfikacjach mogą być alternatywą dla wskaźników polaryzacji (Chakravarty, Majumder 2001, 1–13). Natomiast indeks opracowany przez Zhanga i Kanbura jest stosunkiem nierówności pomiędzy grupami a istniejącymi nierównościami wewnątrz grup (Zhang, Kanbur 2001, s. 85–98). Jednak jak zauważa Kot, indeks polaryzacji EGR oraz indeks Wolfsona są podstawowymi narzędziami parametrycznego opisu procesu polaryzacji ekonomicznej w ujęciu statystycznym i dynamicznym (Kot 2008, s. 26).

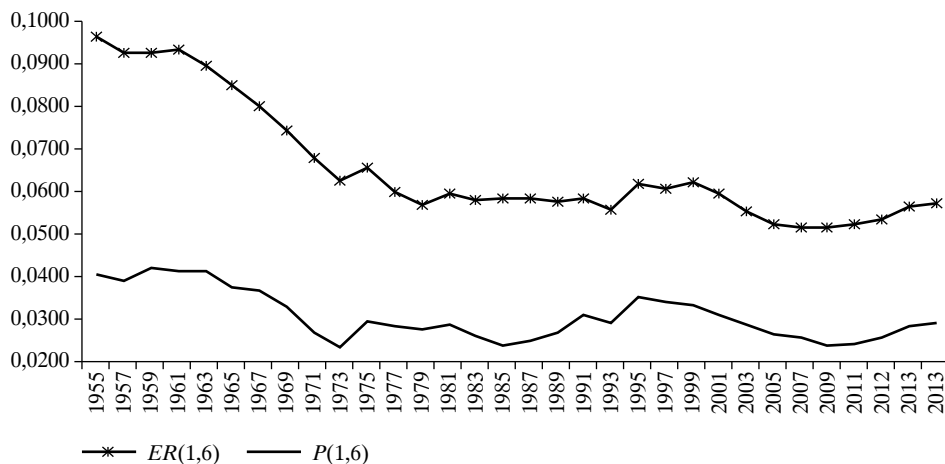
3. Polaryzacja ekonomiczna w Hiszpanii

Analizę procesu polaryzacji w Hiszpanii w latach 1955–2013 zbadano na poziomie regionalnym. Hiszpania składa się z 18 regionów (autonomii). 15 z nich znajduje się na stałym lądzie kontynentu europejskiego. Regiony Wysp Kanaryjskich i Balearów są archipelagami należącymi do Hiszpanii. Dwa miasta Ceuta i Melilla położone są na kontynencie afrykańskim w tym artykule zostały potraktowane jako jeden region. Jeśli chodzi o zakres czasowy analizy, to z 1955 r. pochodzą pierwsze dane statystyczne dotyczące autonomii hiszpańskich, natomiast dostępne dane można uzyskać do 2013 r. (pierwszy kwartał). Materiał statystyczny wykorzystany do badań pochodzi z następujących publikacji: Fundación BBVA, *Renta nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea. Años 1955–1993 y avances 1994–1999*, 1999, Bilbao; Fundación BBVA, *Renta nacional de España y su distribución provincial. Año 1995 y avances 1996–1999*, 2000, Bilbao; INE, *Contabilidad Regional de España, base 2000 (para 2000 y años posteriores)*.

Regiony Hiszpanii zostały podzielone na dwa oraz trzy przedziały klasowe. W pierwszym przypadku zbadano poziom bipolaryzacji $k = 2$, dzieląc autonomię na grupę uzyskującą dochód *per capita* poniżej średniej oraz grupę powyżej średniej krajowej. Zatem w tym przypadku regiony zostały podzielone na biedne i bogate. Do zbadania miary bipolaryzacji wykorzystano miarę ER, jej poszerzoną wersję P oraz indeks Wolfsona W , gdzie punkt rozgraniczający biednych od bogatych stanowi mediana Me . Dokonujemy także analizy występowania procesu polaryzacji, dzieląc populację na trzy grupy $k = 3$. Pierwszą z nich stanowią regiony biedne, drugą grupę regiony skupione wokół średniej, czyli klasa średnia. W trzeciej grupie dochodowej znajdują się regiony bogate. W przypadku trzech grup dochodowych do badania wykorzystano miary polaryzacji ER oraz P . Mając na uwadze, że parametr α jest z przedziału $[1, 1,6]$, wyliczenia przeprowadzono dla jego wartości równych odpowiednio: $\alpha = 1$, $\alpha = 1,3$, $\alpha = 1,6$. Parametr β przyjmuje wartość jeden, co oznacza przypisanie w badaniach najwyższej wagi błędowi identyfikacji ϵ . Otrzymane rezultaty przedstawiono w tabelach 1 i 2. Tabele 3–7 zawierają informacje dodatkowe dotyczące istniejących nierówności w wyznaczonych grupach, poziomu dochodu oddzielającego poszczególne grupy, średniego dochodu dla każdej z grup oraz procentowego

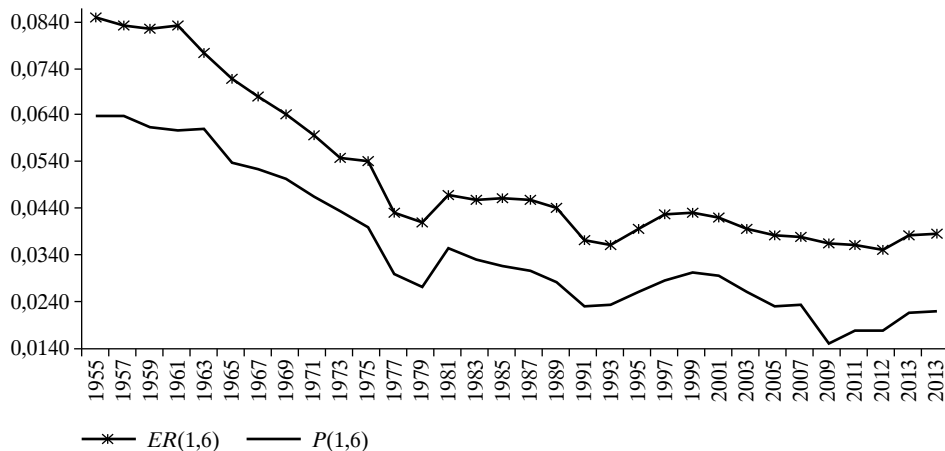
udziału liczby ludności każdej grupy w ogólnej liczbie ludności². Przedstawiono także dwa wykresy obrazujące kształtowanie się miary polaryzacji P i ER dla dwóch i trzech przedziałów klasowych i parametru $\alpha = 1,6$.

Rysunek 6
Miary bipolaryzacji P i ER : $k = 2, \alpha = 1,6$



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 7
Miary polaryzacji P i ER : $k = 3, \alpha = 1,6$



Źródło: opracowanie własne.

Tabele 1 i 2 przedstawiają dane dotyczące stopnia polaryzacji regionów hiszpańskich w latach 1955–2013. W przypadku bipolaryzacji miara $ER(1,6)$ zanotowała spadek

² Wszystkie tabele zawiera Załącznik na końcu artykułu.

o 40%, a miara $P(1,6)$ o 28%; także miara bipolaryzacji W obniżyła się o 34%. W przypadku liczby osób zamieszkujących regiony dysponujące dochodem *per capita* poniżej średniej krajowej, poziom ten obniżył się z 60% w 1955 r., do 58% w 2013 r. Także redukcję stopnia polaryzacji zanotowano dla podziału populacji na trzy grupy dochodowe. W analizowanym okresie wartość wskaźnika $ER(1,6)$ obniżyła się o 54%, a wskaźnika $P(1,6)$ o 65%. Miał miejsce także wzrost wielkości klasy średniej. W 1955 r. druga grupa dochodowa obejmowała 23% społeczeństwa Hiszpanii, a w 2013 r. klasa średnia stanowiła 36% obywateli. Ponadto wielkość klasy średniej oraz wartość wskaźnika polaryzacji $P(1,6)$ dla $k = 3$ wykazują ujemną korelację $-0,70$, co oznacza poruszanie się tych wartości w przeciwstawnych kierunkach. Zatem wzrost klasy średniej wpływał na spadek wartości wskaźników polaryzacji i na odwrót. Ponadto w przypadku Hiszpanii spadek wartości wskaźników polaryzacji towarzyszył spadkowi wskaźnika nierówności Giniego, który w latach 1955–2013 wyniósł 43%. Zatem spadek poziomu polaryzacji i istniejących nierówności był procesem zachodzącym równolegle. Przykładowo korelacja wskaźników polaryzacji $ER(1,6)$ i $P(1,6)$ dla $k = 3$ ze współczynnikiem Giniego wynosiła odpowiednio 0,97 oraz 0,99.

W Hiszpanii w analizowanym okresie nastąpił spadek stopnia polaryzacji zarówno dla dwóch, jak i trzech przedziałów klasowych. Jednak mając na względzie przykład innych państw, nie można wykazać istniejącej tendencji do spadku poziomu polaryzacji, wprost przeciwnie. Według J. Esteban, co prawda stopień polaryzacji pomiędzy krajami w latach 80. zmniejszył się, to jednak na poziomie regionalnym wzrastał (Esteban 1994). Podobnie przedstawiała się sytuacja w Ameryce Południowej. Gardín i Rossi wskazują na wzrastające wskaźniki polaryzacji w Urugwaju (Gardín, Rossi 2001). Do takich samych wniosków dochodzą Birchenall w przypadku Kolumbii (Birchenall 2001) oraz Paraje badający problem polaryzacji na przykładzie Argentyny (Paraje 2001). Zatem Hiszpania należy do nielicznych krajów, gdzie w ciągu czterdziestu sześciu lat nastąpił proces zanikania istniejących nierówności oraz obniżania stopnia polaryzacji. Należy także podkreślić, że proces wyrównywania dochodów i obniżania stopnia polaryzacji był dynamiczny do 1979 r. Wówczas kolejny kryzys naftowy wyhamował dynamiczny proces obniżania się wskaźników nierówności oraz polaryzacji.

Wnioski

1. Miary polaryzacji ekonomicznej stanowią alternatywę wobec miar nierówności. Ich struktura, w przeciwieństwie do miar nierówności, uwzględnia problem powstawania grup dochodowych oraz istniejących pomiędzy nimi odległości.
2. W przypadku Hiszpanii przeprowadzone badania dowiodły redukcji poziomu polaryzacji w latach 1955–2013, co oznaczało wzrost wielkości klasy średniej. Ponadto miara nierówności w postaci współczynnika Giniego także ulegała redukcji, zatem dystrybucja dochodów pomiędzy regionami Hiszpanii stawała się bardziej egalitarna.
3. W Hiszpanii w analizowanym okresie nastąpił spadek stopnia polaryzacji zarówno dla dwóch, jak i trzech przedziałów klasowych. Jednak mając na względzie przykład innych państw, nie można wykazać istniejącej tendencji do spadku poziomu polaryzacji.

Tekst wpłynął: 21 stycznia 2013 r. (aktualizacja 23 września 2014 r.)

Bibliografía

- Atkinson W., *The Economics of Inequality*, Oxford University Press, London 1975.
- Birchenall J., *Income Distribution, Human Capital and Economic Growth in Colombia*, „Journal of Development Economics” 2001, nr 66.
- Chakravarty S.R., Majumder A., *Inequality, Polarisation and Welfare: Theory and Applications*, „Australian Economic Papers” 2001, nr 40.
- Cowell F., Jenkins S., Lithfield J., *The Changing Shape of the UK Income Distribution: Kernel Density Estimates*, w: *New Inequalities: The Changing Distribution of Income and Wealth in the United Kingdom*, red. J. Hills, Cambridge University Press, Cambridge 1966.
- Esteban J., *La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis*, w: *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Institut d'Anàlisi Econòmica, Fundació de Economía Analítica, Campus UAB, Bellaterra, Barcelona 1994.
- Esteban J., *Desigualdad y polarización en la distribución interregional de la renta*, Documento de Trabajo, Instituto de Estudios Fiscales, Madryt, 1995
- Esteban J., *Desigualdad y polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España*, „Revista de Economía Aplicada” 1996, nr 11.
- Esteban J., Ray D., *On the Measurement of Polarization*, „Econometrica” 1994, nr 62.
- Esteban J., Gardín C., Ray D., *Extension of a Measure of Polarization, with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries*, Luxembourg Income Study, Working Paper Series, 218, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse, Syracuse University, New York 1999.
- Esteban J., Ray D., Duclos J.Y., *Polarization: Concepts, Measurements, Estimation*, „Econometrica” 2004, t. 72(6).
- Fundación BBVA, *Renta nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea. Años 1955–1993 y avances 1994–1999*, Bilbao 1999.
- Fundación BBVA, *Renta nacional de España y su distribución provincial. Año 1995 y avances 1996–1999*, Bilbao 2000.
- Gardín C., Rossi M., *Income Distribution in Uruguay: The Effects of Economic and Institutional Reforms*, Documento de Trabajo 3/01, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo 2001.
- Gini C., *Measurement of Inequality and Incomes*, „The Economic Journal” 1921, nr 31.
- Horrigan H., Haugen S., *The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis*, „Monthly Labour Review” 1988.
- INE – Instituto Nacional de Estadística, *Contabilidad Regional de España, base 2000 (para 2000 y años posteriores)*.
- Kot S.M., *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*, Warszawa 2008.
- Kot S.M., J. Jakubowski, A. Sokółowski, *Statystyka. Podręcznik dla studiów ekonomicznych*, Dyfin, Warszawa 2007.
- Paraje G., *Inequality and Polarisation In the Great Buenos Aires, 1986–1999*, Buenos Aires, Argentina, University of Cambridge 2001.
- Rosenthal N., *The Shrinking Middle Class: Myth or Reality?*, „Monthly Labour Review” 1985, nr 108(3).
- Sen A., *On Economic Inequality*, London, Oxford University Press, London 1973.
- Theil H., *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam 1967.
- Wang Y., Tsui K., *Polarization Orderings and New Classes of Polarization Indices*, „Journal of Public Economic Theory” 2000, nr 283.
- Wolfson M., *When Inequalities Diverge*, „American Economic Review” 1994, nr 84(2).
- Zhang X., Kanbur R., *What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China*, „Journal of Development Studies” 2001, nr 37(3).

Aneks

Tabela 1
Polaryzacja w Hiszpanii w latach 1955–2013, $P(f, \alpha, \beta = 1)$, współczynnik Giniego

Liczba grup	$P(f, \alpha = 1, \beta = 1)$		$P(f, \alpha = 1,3, \beta = 1)$		$P(f, \alpha = 1,6, \beta = 1)$		Gini
	$k = 2$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 3$	
1955	0,0874	0,1235	0,0614	0,0890	0,0405	0,0638	0,1986
1957	0,0845	0,1227	0,0593	0,0886	0,0390	0,0637	0,1914
1959	0,0888	0,1206	0,0629	0,0864	0,0418	0,0614	0,1897
1961	0,0887	0,1208	0,0624	0,0860	0,0411	0,0606	0,1932
1963	0,0871	0,1180	0,0618	0,0851	0,0413	0,0610	0,1833
1965	0,0811	0,1115	0,0570	0,0780	0,0374	0,0537	0,1757
1967	0,0778	0,1079	0,0551	0,0758	0,0367	0,0523	0,1640
1969	0,0712	0,1035	0,0500	0,0728	0,0329	0,0503	0,1540
1971	0,0617	0,0967	0,0424	0,0677	0,0267	0,0466	0,1441
1973	0,0552	0,0899	0,0376	0,0630	0,0233	0,0433	0,1334
1975	0,0629	0,0864	0,0445	0,0596	0,0295	0,0400	0,1350
1977	0,0587	0,0683	0,0419	0,0460	0,0283	0,0298	0,1218
1979	0,0563	0,0646	0,0404	0,0429	0,0275	0,0272	0,1146
1981	0,0579	0,0761	0,0417	0,0526	0,0285	0,0355	0,1194
1983	0,0547	0,0728	0,0388	0,0498	0,0260	0,0330	0,1188
1985	0,0531	0,0716	0,0370	0,0484	0,0240	0,0316	0,1215
1987	0,0549	0,0705	0,0385	0,0474	0,0251	0,0306	0,1213
1989	0,0563	0,0665	0,0400	0,0443	0,0267	0,0281	0,1178
1991	0,0610	0,0578	0,0444	0,0376	0,0310	0,0231	0,1156
1993	0,0576	0,0568	0,0418	0,0374	0,0289	0,0234	0,1108
1995	0,0670	0,0627	0,0494	0,0414	0,0351	0,0261	0,1203
1997	0,0638	0,0656	0,0474	0,0442	0,0342	0,0286	0,1167
1999	0,0637	0,0677	0,0469	0,0461	0,0334	0,0304	0,1210
2001	0,0602	0,0659	0,0440	0,0449	0,0310	0,0296	0,1173
2003	0,0561	0,0607	0,0409	0,0408	0,0286	0,0263	0,1093
2005	0,0526	0,0580	0,0382	0,0377	0,0265	0,0231	0,1040
2007	0,0513	0,0580	0,0371	0,0378	0,0256	0,0233	0,1032
2009	0,0494	0,0435	0,0351	0,0270	0,0236	0,0152	0,1052
2010	0,0503	0,0478	0,0358	0,0304	0,0241	0,0180	0,1068
2011	0,0533	0,0468	0,0382	0,0299	0,0259	0,0178	0,1087
2012	0,0564	0,0570	0,0409	0,0363	0,0285	0,0215	0,1122
2013	0,0574	0,0577	0,0418	0,0369	0,0292	0,0219	0,1131

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2

Polaryzacja w Hiszpanii w latach 1955–2013, $ER(\alpha = \rho)$, Wolfson W

Liczba grup	$ER(f, \alpha = 1, \rho^*)$		$ER(f, \alpha = 1,3, \rho^*)$		$ER(f, \alpha = 1,6, \rho^*)$		W
	$k = 2$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 2$	$k = 3$	
1955	0,1430	0,1447	0,1170	0,1102	0,0961	0,0850	0,1886
1957	0,1380	0,1423	0,1128	0,1082	0,0925	0,0832	0,1640
1959	0,1392	0,1416	0,1133	0,1074	0,0923	0,0824	0,1644
1961	0,1409	0,1433	0,1147	0,1086	0,0934	0,0832	0,1585
1963	0,1352	0,1344	0,1099	0,1015	0,0894	0,0773	0,1412
1965	0,1284	0,1297	0,1043	0,0963	0,0847	0,0719	0,1386
1967	0,1209	0,1237	0,0982	0,0915	0,0798	0,0680	0,1268
1969	0,1126	0,1173	0,0915	0,0865	0,0743	0,0640	0,1200
1971	0,1029	0,1097	0,0836	0,0807	0,0679	0,0596	0,1133
1973	0,0943	0,1015	0,0767	0,0745	0,0623	0,0549	0,1024
1975	0,0990	0,1006	0,0805	0,0737	0,0655	0,0542	0,1078
1977	0,0902	0,0814	0,0734	0,0591	0,0598	0,0429	0,1050
1979	0,0854	0,0784	0,0695	0,0567	0,0567	0,0411	0,0924
1981	0,0887	0,0875	0,0724	0,0640	0,0593	0,0469	0,0889
1983	0,0867	0,0857	0,0709	0,0627	0,0580	0,0460	0,0963
1985	0,0873	0,0863	0,0712	0,0631	0,0582	0,0463	0,1011
1987	0,0881	0,0859	0,0717	0,0627	0,0583	0,0460	0,1126
1989	0,0871	0,0826	0,0707	0,0603	0,0574	0,0442	0,1208
1991	0,0883	0,0719	0,0717	0,0518	0,0583	0,0373	0,1353
1993	0,0842	0,0695	0,0684	0,0500	0,0556	0,0360	0,1286
1995	0,0937	0,0761	0,0761	0,0548	0,0618	0,0394	0,1543
1997	0,0903	0,0796	0,0738	0,0582	0,0606	0,0426	0,1384
1999	0,0924	0,0806	0,0756	0,0590	0,0620	0,0432	0,1366
2001	0,0888	0,0782	0,0726	0,0573	0,0595	0,0420	0,1269
2003	0,0827	0,0740	0,0675	0,0541	0,0552	0,0396	0,1238
2005	0,0783	0,0731	0,0639	0,0528	0,0522	0,0382	0,1187
2007	0,0773	0,0726	0,0630	0,0525	0,0515	0,0379	0,1169
2009	0,0773	0,0649	0,0630	0,0484	0,0515	0,0366	0,1065
2010	0,0786	0,0660	0,0641	0,0486	0,0523	0,0362	0,1110
2011	0,0810	0,0643	0,0658	0,0474	0,0535	0,0352	0,1174
2012	0,0843	0,0736	0,0688	0,0530	0,0564	0,0382	0,1251
2013	0,0852	0,0744	0,0696	0,0536	0,0570	0,0386	0,1242

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3
Rozwarstwienie między grupami, $G(f) - G(\rho^*)$

Liczba grup	$k = 2$		$k = 3$	
	$G(f) - G(\rho^*)$	$\frac{G(f) - G(\rho^*)}{G(f)} \cdot 100$	$G(f) - G(\rho^*)$	$\frac{G(f) - G(\rho^*)}{G(f)} \cdot 100$
1955	0,0556	28,0	0,0212	10,7
1957	0,0535	27,9	0,0195	10,2
1959	0,0504	26,6	0,0210	11,1
1961	0,0523	27,1	0,0226	11,7
1963	0,0481	26,2	0,0164	8,9
1965	0,0473	26,9	0,0182	10,4
1967	0,0431	26,3	0,0157	9,6
1969	0,0414	26,9	0,0137	8,9
1971	0,0412	28,6	0,0130	9,0
1973	0,0391	29,3	0,0115	8,7
1975	0,0360	26,7	0,0142	10,5
1977	0,0315	25,9	0,0131	10,8
1979	0,0291	25,4	0,0139	12,1
1981	0,0308	25,8	0,0114	9,5
1983	0,0320	27,0	0,0129	10,9
1985	0,0342	28,1	0,0147	12,1
1987	0,0332	27,4	0,0154	12,7
1989	0,0308	26,1	0,0161	13,6
1991	0,0273	23,6	0,0141	12,2
1993	0,0266	24,0	0,0127	11,4
1995	0,0267	22,2	0,0133	11,1
1997	0,0264	22,7	0,0140	12,0
1999	0,0286	23,7	0,0129	10,6
2001	0,0285	24,3	0,0123	10,5
2003	0,0265	24,2	0,0133	12,2
2005	0,0257	24,7	0,0151	14,5
2007	0,0259	25,1	0,0147	14,2
2009	0,0279	26,5	0,0214	20,4
2010	0,0283	26,5	0,0182	17,0
2011	0,0277	25,5	0,0175	16,1
2012	0,0279	24,9	0,0166	14,8
2013	0,0278	24,6	0,0166	17,2

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4
Współczynnik Giniego dla poszczególnych grup dochodowych

Liczba grup	$k = 2$		$k = 3$		
	1	2	1	2	3
1955	0,094	0,121	0,064	0,059	0,056
1957	0,097	0,113	0,054	0,055	0,057
1959	0,071	0,106	0,055	0,063	0,046
1961	0,075	0,109	0,066	0,066	0,046
1963	0,077	0,098	0,069	0,038	0,045
1965	0,078	0,096	0,063	0,053	0,042
1967	0,081	0,838	0,061	0,047	0,022
1969	0,081	0,080	0,059	0,040	0,017
1971	0,083	0,078	0,055	0,036	0,021
1973	0,075	0,076	0,049	0,029	0,024
1975	0,064	0,072	0,052	0,043	0,019
1977	0,058	0,062	0,050	0,037	0,033
1979	0,062	0,054	0,048	0,039	0,028
1981	0,050	0,058	0,050	0,022	0,028
1983	0,051	0,061	0,051	0,027	0,031
1985	0,069	0,065	0,053	0,033	0,042
1987	0,070	0,064	0,052	0,037	0,039
1989	0,070	0,054	0,052	0,042	0,030
1991	0,061	0,048	0,042	0,049	0,032
1993	0,059	0,048	0,041	0,044	0,026
1995	0,063	0,044	0,048	0,053	0,012
1997	0,062	0,036	0,052	0,050	0,021
1999	0,066	0,042	0,050	0,043	0,022
2001	0,065	0,042	0,047	0,040	0,022
2003	0,059	0,041	0,044	0,043	0,030
2005	0,051	0,052	0,038	0,047	0,019
2007	0,052	0,052	0,037	0,045	0,022
2009	0,055	0,057	0,023	0,054	0,009
2010	0,057	0,057	0,031	0,051	0,010
2011	0,056	0,056	0,036	0,054	0,011
2012	0,059	0,047	0,024	0,055	0,025
2013	0,059	0,046	0,025	0,055	0,023

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5
Dochód oddzielający grupy dochodowe (w relacji do dochodu średniego) y_i / μ

Liczba grup	$k = 2$		$k = 3$	
	Pomiędzy grupami (*)	1 i 2	1 i 2	2 i 3
1955		1	0,796	1,434
1957		1	0,796	1,380
1959		1	0,799	1,373
1961		1	0,795	1,384
1963		1	0,792	1,332
1965		1	0,804	1,321
1967		1	0,811	1,277
1969		1	0,825	1,265
1971		1	0,829	1,231
1973		1	0,843	1,216
1975		1	0,844	1,207
1977		1	0,862	1,146
1979		1	0,884	1,149
1981		1	0,895	1,208
1983		1	0,897	1,204
1985		1	0,896	1,206
1987		1	0,895	1,207
1989		1	0,900	1,199
1991		1	0,891	1,168
1993		1	0,891	1,126
1995		1	0,850	1,140
1997		1	0,868	1,157
1999		1	0,877	1,173
2001		1	0,868	1,147
2003		1	0,880	1,137
2005		1	0,884	1,141
2007		1	0,889	1,161
2009		1	0,865	1,205
2010		1	0,875	1,214
2011		1	0,875	1,214
2012		1	0,860	1,200
2013		1	0,859	1,214

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6
Procentowy udział ludności grup w ogólnej liczbie ludności π_i

Liczba grup Grupy(*)	$k = 2$		$k = 3$		
	1	2	1	2	3
1955	59,83	40,17	53,12	23,12	23,76
1957	59,13	40,87	52,42	23,08	24,50
1959	54,77	45,23	51,72	23,02	25,26
1961	54,61	45,39	51,46	23,03	25,51
1963	53,22	46,78	50,03	21,77	28,20
1965	51,82	48,18	46,05	24,48	29,47
1967	50,42	49,58	44,65	24,58	30,77
1969	49,00	51,00	43,23	24,67	32,10
1971	47,71	52,29	41,93	24,76	33,31
1973	46,84	53,16	40,93	24,95	34,12
1975	45,97	54,03	39,94	25,14	34,93
1977	45,13	54,87	34,50	28,44	37,06
1979	44,78	55,22	34,50	28,44	37,06
1981	41,47	58,53	41,47	28,56	29,98
1983	41,51	58,49	41,51	28,54	29,95
1985	42,92	57,08	41,55	28,52	29,93
1987	45,80	54,20	41,47	28,46	30,07
1989	49,49	50,51	41,47	28,46	30,07
1991	49,47	50,53	34,91	32,95	32,14
1993	49,56	50,44	35,10	32,82	32,08
1995	49,56	50,44	35,10	32,82	32,08
1997	59,60	40,40	37,51	25,74	36,76
1999	59,59	40,41	37,77	25,43	36,80
2001	59,22	40,78	37,48	25,37	37,15
2003	58,90	41,10	36,72	25,78	37,50
2005	57,35	42,65	33,90	30,54	35,56
2007	57,21	42,79	33,74	30,59	35,68
2009	57,26	42,74	27,76	52,53	19,71
2010	57,19	42,81	32,38	47,83	19,79
2011	53,11	46,89	32,80	47,42	19,78
2012	58,50	41,50	28,28	36,11	35,61
2013	58,63	41,37	28,37	36,18	35,44

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7
Średni dochód poszczególnych grup dochodowych μ_i / μ

Liczba grup Grupy(*)	$k = 2$		$k = 3$		
	1	2	1	2	3
1955	0,714	1,286	0,663	1,044	1,668
1957	0,724	1,276	0,664	1,062	1,618
1959	0,687	1,251	0,663	1,076	1,583
1961	0,683	1,254	0,663	1,069	1,602
1963	0,696	1,243	0,675	1,036	1,506
1965	0,696	1,243	0,670	1,004	1,486
1967	0,728	1,218	0,683	1,015	1,446
1969	0,747	1,203	0,699	1,015	1,420
1971	0,769	1,185	0,716	1,020	1,387
1973	0,788	1,170	0,738	1,014	1,364
1975	0,777	1,178	0,742	1,012	1,364
1977	0,797	1,162	0,764	1,002	1,280
1979	0,808	1,154	0,770	1,034	1,277
1981	0,772	1,145	0,772	1,074	1,335
1983	0,777	1,142	0,777	1,072	1,329
1985	0,804	1,157	0,776	1,071	1,334
1987	0,824	1,176	0,789	1,061	1,329
1989	0,843	1,196	0,789	1,061	1,329
1991	0,841	1,199	0,779	1,004	1,260
1993	0,848	1,189	0,788	1,001	1,254
1995	0,831	1,211	0,772	0,994	1,282
1997	0,852	1,232	0,783	0,991	1,273
1999	0,849	1,238	0,788	1,008	1,287
2001	0,855	1,228	0,794	1,008	1,278
2003	0,864	1,213	0,797	0,993	1,254
2005	0,859	1,176	0,792	0,993	1,274
2007	0,861	1,174	0,794	0,993	1,274
2009	0,861	1,174	0,771	0,996	1,319
2010	0,859	1,177	0,785	1,010	1,324
2011	0,854	1,182	0,798	1,030	1,315
2012	0,862	1,216	0,775	0,994	1,293
2013	0,860	1,291	0,774	0,993	1,297

Źródło: opracowanie własne.

POLARYZACJA EKONOMICZNA W HISZPANII W LATACH 1955–2013

Streszczenie

Celem artykułu jest zbadanie procesu polaryzacji ekonomicznej w Hiszpanii w latach 1955–2013. Artykuł składa się z dwóch części. Pierwsza część (pkt. 1 i 2) ma charakter metodologiczny. Wyjaśnione są tu różnice pomiędzy miarami polaryzacji a miarami nierówności oraz metodologia wybranych miar polaryzacji, ze szczególnym uwzględnieniem miary zaproponowanej przez J. Esteban i D. Ray. W drugiej części (pkt 3) artykułu zbadano polaryzację ekonomiczną pomiędzy autonomicznymi regionami Hiszpanii w latach 1955–2013. Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że w Hiszpanii w analizowanym okresie utrzymywała się tendencja do redukcji poziomu polaryzacji ekonomicznej i tym samym poszerzenia się klasy średniej. Tendencja ta została zahamowana jednak w wyniku światowego kryzysu zapoczątkowanego w 2007 r. Wówczas poziom polaryzacji ekonomicznej w Hiszpanii zaczął wzrastać.

Słowa kluczowe: polaryzacja ekonomiczna, rozkład dochodów, miary polaryzacji i miary nierówności, Hiszpania, regiony autonomiczne

ECONOMIC POLARIZATION IN SPAIN, 1955–2013

Summary

The aim of this paper is to examine the process of economic polarization in Spain in the years 1955–2013. The paper consists of two parts. The first part (sections 1 and 2) is methodological. It explains the differences between the measures of polarization and inequality, and the methodology of polarization measure, with particular emphasis on measures elaborated by J. Esteban and D. Ray. The second part of the paper (section 3) includes an empirical examination of the economic polarization between the autonomous regions of Spain in the years 1955–2013. The calculations show that there was a trend to reduce the level of economic polarization that meant expanding of middle class. This trend was however stopped by the global crisis, which started in 2007. Then the level of economic polarization in Spain began to grow.

Key words: economic polarization, income distribution, polarization measures and inequality measures, Spain, autonomous regions

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ПОЛЯРИЗАЦИЯ В ИСПАНИИ В 1955–2013 ГГ.

Резюме

Целью статьи является исследование процесса экономической поляризации в Испании в 1955–2013 гг. Первая часть (пункты 1 и 2) имеет методологический характер. В ней объясняются различия между мерами поляризации и мерами неравенства, а также методология избранных мер поляризации с особым учётом меры, предложенной Д. Эстебаном и Д. Рейем. Во второй части (пункт 3) исследуется экономическая поляризация между автономными регионами Испании в 1955–2013 гг. Из проведенных расчётов вытекает, что в Испании в анализируемый период сохранялась тенденция к сокращению уровня экономической поляризации и, как результат, к расширению среднего класса. Однако эта тенденция была приостановлена в результате мирового кризиса, начавшегося в 2007 г. Тогда уровень экономической поляризации в Испании начал расти.

Ключевые слова: экономическая поляризация, расклад доходов, меры поляризации и меры неравенства, Испания, автономные регионы