DESIGUALDAD Y POLARIZACIÓN DE LA RENTA. UN ANÁLISIS INTERPROVINCIAL PARA CASTILLA Y LEÓN

Noelia SOMARRIBA ARECHAVALA
Departamento de Economía Aplicada-Universidad de Oviedo

1. INTRODUCCIÓN

La polarización surge a partir del argumento de que fenómenos como la desaparición en la distribución salarial de las clases medias y la formación de grupos o polos en los extremos de la distribución, no son fácilmente captados por las medidas tradicionales de desigualdad.

El concepto de polarización intenta captar la medida en que una población está agrupada en torno a polos distantes entre sí. Diversos autores han propuesto diferentes medidas de polarización desde distintas perspectivas, cabe destacar los trabajos de Wolfson (1994), Esteban y Ray (1994), Esteban, Gradín y Ray (1999), Gradín (2000) ... entre otros, en todos ellos se pone de manifiesto la diferencia conceptual entre los términos de desigualdad y polarización de la distribución de la renta.

Este trabajo se divide en dos partes: En una primera parte, se efectuará un análisis del concepto y medida de la polarización realizando una comparación de los índices y medidas más habitualmente utilizados en su literatura. En una segunda parte, se estudiará la evolución de la distribución territorial de la renta en Castilla y León a partir de las series que proporciona el servicio de estudios del BBVA (Banco Bilbao Vizcaya Argentaria) a nivel provincial desde 1955, realizando un análisis comparativo con el resto de provincias españolas bajo un criterio de agrupación espacial. Procediéndose en esta sección a estudiar las similitudes y diferencias en la evolución de los conceptos de polarización y desigualdad en el periodo objeto de estudio.

El trabajo finaliza con un resumen de las principales conclusiones.

2. POLARIZACIÓN. CONCEPTO Y MEDIDA.

La desigualdad de la renta ha sido medida de diversas formas verificando la mayoría de ellas el principio de las Transferencias Progresivas de Dalton. Este principio establece que si se produce un trasvase de renta de un individuo rico a otro pobre se produce una disminución de la desigualdad.

Pongamos por ejemplo una sociedad que se encuentre dividida en dos grupos, los situados por encima de la renta media (*ricos*) y los situados por debajo (*pobres*) e igualemos las rentas de ambos grupos. En ambos casos se procede a realizar transferencias de ricos a pobres, en el grupo de los ricos serán de aquellos individuos más ricos a los más pobres entre los ricos y en el grupo de los pobres de los más ricos entre los pobres hacia los más pobres. Como resultado de aplicar estas transferencias, obtendremos por un lado una reducción de la desigualdad de la renta y por otro, la distribución resultante se encontrará más polarizada debido a la aparición de dos grupos diferenciados, lo que origina una mayor tensión o conflicto social.

Existen en la literatura distintas propuestas de medida para el concepto de polarización, a continuación realizaremos una breve revisión cronológica de las principales aportaciones en este sentido:

2.1 La medida de Wolfson

Wolfson (1994) argumenta que el principio de transferencias de Pigou-Dalton es inconsistente con el concepto de polarización.

El índice propuesto por este autor es derivado a partir de la curva de Lorenz y toma la siguiente expresión:

$$W = 4\frac{\mu}{m}\left[\frac{1}{2} - L\left(\frac{1}{2}\right) - \frac{G}{2}\right]$$

siendo μ, m, $L(p)$, y G respectivamente, la renta media, la mediana, la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini.

Esta medida presenta el inconveniente de que sólo tiene sentido en el caso de bi-polarización, es decir, cuando la población se encuentra agrupada alrededor de dos polos.

Otros autores como Tsui y Wang (1998) proponen una nueva clase de índices (TW) a partir del índice de Wolfson, que adoptan la siguiente expresión:

$$TW = \frac{\Theta}{N}\sum_{i=1}^{k} n_i \left|\frac{m_i - m}{m}\right|^r$$

donde N es el la población total, n_i es la población del grupo i, k el número de grupos, m_i es la mediana del grupo i, m es la mediana de la distribución, Θ es una constante positiva y r pertenece al intervalo (0 y 1).

2.2 Las medidas ER y EGR

Uno de los trabajos emblemáticos en el campo de la polarización es el de Esteban y Ray[1] en el año 1994. Estos autores formulan un modelo sencillo de actitudes individuales que caracteriza el comportamiento de los individuos en términos de dos actitudes principales:

Un individuo se siente *identificado* con respecto a los otros que son percibidos como pertenecientes a su mismo grupo y siente *alienación* respecto de aquellos individuos que tienen una renta diferente a la suya.

De los axiomas que se recogen en el trabajo de estos autores se obtiene que la polarización se define como la suma de *antagonismos efectivos* que cada miembro siente respecto a los demás.

De este modo, el *antagonismo efectivo* percibido por el individuo i respecto al resto de la sociedad es:

---

[1] Según estos autores se pueden enunciar cuatro características fundamentales en la definición de la polarización de una distribución:

1. La polarización es cuestión de grupos. Los individuos aislados desempeña un papel insignificante en la generación del conflicto.
2. La polarización aumenta cuanto mayor es el grado de homogeneidad en el seno de cada grupo.
3. La polarización aumenta cuanto mayor es la heterogeneidad entre grupos sociales.
4. La polarización es mayor cuanto menor sea el número de grupos relevante.

$$\sum_{j}^{k} p_i^{\alpha} p_j \left| y_i - y_j \right|$$

y la polarización agregada es por tanto:

$$ER = \sum_{i}^{k} \sum_{j}^{k} p_i^{1+\alpha} p_j \left| y_i - y_j \right|$$

donde y_i es el i-ésimo valor de la característica estudiada, i=1,2,..., n, p_i es la proporción de población del grupo i y α es un parámetro que representa la sensibilidad con respecto a la polarización[2].

Obsérvese que este índice de polarización presenta similitudes respecto al índice de Gini, en concreto cuando $\alpha = 0$, este índice es una transformación de Gini. A pesar de este parecido aparente, el hecho de que p_i esté elevado al exponente $1+\alpha$ provoca un comportamiento diferenciado.

Esta medida presenta como ventaja respecto a la de Wolfson, que permite medir cualquier proceso de multi-polarización, con el inconveniente de que la población ha sido agrupada previamente en polos.

Posteriormente, los autores Esteban, Gradín y Ray en el año 1999 proponen una extensión de la medida de Esteban y Ray, EGR, que mantiene la misma noción de polarización haciéndola más operativa con independencia de cómo estén agrupados los datos. Los autores demuestran en este trabajo que tanto el índice W de Wolfson como la medida de Esteban y Ray (ER) son casos particulares de este enfoque.

En la aplicación de esta medida y con el fin de simplificar (Gradín (2001)), se supone que la función de distribución de la variable tiene soporte [a, b) y media igual a 1 y que una representación simplificada de está en k grupos vendrá dada por:

$$\rho = \left(z_0, z_1, ..., z_k; y_1, y_2, ..., y_k; p_1, p_2, ..., p_k\right)$$

En esta representación simplificada, los individuos se adscriben a grupos de renta definidos sobre intervalos de renta $\left[z_{i-1}; z_i\right]$ para i=1,...,k. Los extremos se corresponden con las rentas extremas de la distribución $a = z_0 < ... < z_n = b$, y p_i e y_i indican, respectivamente, la proporción de población y la renta media correspondientes a cada grupo i.

Al utilizar ρ en lugar de f, el error de aproximación vendrá dado por $\varepsilon(f, \rho)$ que puede ser interpretado a su vez, como la falta de identificación de los grupos o su heterogeneidad interna.

En Esteban (1999) se define este error en términos de la media de las distancias entre todos los componentes de cada grupo y puede expresarse como el componente intra-grupo de la descomposición del índice de Gini, es decir, la desigualdad de la distribución f menos la desigualdad entre los grupos dados por ρ:

$$\varepsilon(f; \rho) = G(f) - G(\rho)$$

[2] En el trabajo de los citados autores y de acuerdo a los axiomas enunciados α ha de tomar valores entre 1 y 1,6.

La polarización extendida que mide el nivel global de la distribución, se obtiene como diferencia de la polarización simplificada menos el grado de heterogeneidad interna (ε) ponderado por un $\beta \geq 0$ que indica el peso asignado a la heterogeneidad interna en la representación, es decir:

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

Adoptar está medida conlleva la adopción de las siguientes decisiones: la elección del número de polos y la elección de sus respectivas localizaciones. En los trabajos de Esteban, Gradín y Ray (1999) y Esteban (2000) se trata el número de grupos (k) como exógeno, y se obtiene la partición que minimiza el total de las diferencias medias en el interior de los grupos (Aghevli y Mehran (1981) y Davies y Shorrocks (1989)).

Para cualquier k la representación óptima ρ^* que viene dada por:

$$\rho^* = \left(z_0^*, z_1^*, ..., z_k^*, y_1^*, y_2^*, ..., y_k^*; p_1^*, p_2^*, ..., p_k^*\right)$$

que satisface la siguiente condición necesaria para i= 1, ..., k-1:

$$z_i^* = \frac{p_i^* y_i^* + p_{i+1}^* y_{i+1}^*}{p_i^* + p_{i+1}^*}$$

es decir, el punto de corte entre dos grupos adyacentes es igual a la media combinada de ambos grupos[3].

Si expresamos el índice en el caso de la representación óptima ρ^* obtenemos :

$$P(f;\alpha,\beta,\rho^*) = ER(\alpha,\rho^*) - \beta\left[G(f) - G(p^*)\right]^4$$

2.3 Medida de polarización por subgrupos de población: GP

En un reciente trabajo de Gradín del año 2001, se define el concepto de polarización por grupos (*Group polarization,* GP). En este trabajo se supone a la población dividida en n grupos o sub-poblaciones cuya división depende de cierta característica, por ejemplo raza, sexo, ubicación geográfica ...

Sea la partición de la forma $\rho^c = (p_1, ...p_n; m_1, ..., m_n)$ donde p_i indica el tamaño de la población del grupo i y m_i indica, en esta ocasión, las medias respectivas de los grupos de forma que $m_1 \leq m_2 \leq ... \leq m_n$. Para cada subgrupo la distribución será $F_i(y), i = 1, ..., n$ de tal forma que:

$$F(x) = \sum_{i=1}^{n} F_i(x) p_i$$

y para cada subgrupo

---

[3] Es inmediato obtener que para k=2 tenemos que $z_i^* = \mu$.

[4] En el caso especial de que $\alpha = \beta = 1$, si imponemos que el punto de corte sea la mediana, obtenemos una transformación escalar del índice W de Wolfson.

$$m_i = \int_a^b x dF_i$$

En este caso, al no ser el agrupamiento óptimo, la desigualdad dentro de los grupos no ha de ser la mínima y la dispersión entre los mismos tampoco ha de ser la máxima. Por ello, acotaremos GP previamente para no obtener valores negativos del índice. La medida ha sido definida como (Gradín(2000)):

$$GP(F;\alpha,\beta,\rho^c) \equiv P(F;\alpha,\beta,\rho^c) - (-\beta) = ER(\alpha,\rho^c) - \beta[\varepsilon(F,\rho^c) - 1]$$

de esta manera, el término de error se define como:

$$\varepsilon(F;\rho^c) = G(F) - G(\rho^c)$$

que recoge la desigualdad dentro de los grupos cuando estos están solapados.

En el caso de que en la definición de los grupos haya solapamiento según Gradín (2001), el término de error se puede rescribir como:

$$\varepsilon(F,\rho^c) = \sum_{i=1}^{n} s_i G(F_i) I_i$$

donde s_i es el tamaño de la renta del grupo i.

$G(F_i)$ es el valor de índice de Gini para el grupo i e I_i es un índice que mide el grado de solapamiento con los otros grupos.

De tal forma que nuestra medida de solapamiento se define como:

$$I_{ij} = \frac{\int_0^\infty \int_0^\infty |x-y| dF_j(y) dF_i(x) - |m_i - m_j|}{\int_0^\infty \int_0^\infty |x-y| dF_j(y) dF_i(x)} = \frac{d_{ij}}{d_{ii}}$$ [5]

siendo m_i, m_j, las rentas medias de los grupos i y j.

Si $m_i \le m_j$, entonces $d_{ij} = d_{ji} = \int_0^\infty \int_y^\infty (x-y) dF_j(y) dF_i(x)$. Esta medida de distancia es similar a la propuesta por Yitzhaki (1994) bajo el nombre de d_2.

---

[5] Este índice satisface ciertas propiedades:

Dado un $m_j \ge m_i$

1. I_{ij} y I_{ji} son no negativos y no acotados.

2. Son iguales a cero si los grupos no están solapados y por definición $I_{ii} = 1$

3. Cuanto más grande es la proporción de población en j con rentas debajo de la persona más rica dentro i, más alto es el I. Cuanto más grande es la proporción de población en el grupo i con rentas por encima de la persona más pobre de j, más alto es el I.

4. I_{ij} es una función decreciente de la fracción de población del grupo j con rentas por debajo de la persona más rica del grupo i. I_{ij} es una función decreciente de la proporción de población del grupo i con rentas por debajo del mínimo del grupo j.

5. Dada una distribución de i, I_{ij} alcanza su máximo si toda la renta del grupo j se concentra en un solo individuo.

$$d_2 = d_1 + \mu_1 - \mu_2$$

siendo:

$$d_1 = \int_0^{\infty}\int_0^{y}(y-x)dF_i(x)dF_j(y)$$

de forma que el índice de solapamiento adoptará la siguiente expresión cuando lo expreso en función de d_2:

$$I_{ij} = \frac{\int_0^{\infty}\int_0^{y}(y-x)dF_i(x)dF_j(y) - (m_j - m_i)}{\int_0^{\infty}\int_0^{y}(y-x)dF_i(x)dF_j(y)}$$

Otro concepto que surge asociado al análisis de la polarización entre sub-grupos de población, es el de *polarización explicada* recogido en este mismo trabajo [Gradín (2001)]. En este caso, asumimos que no hay una única característica que nos permita asumir una agrupación a priori de la población, sino que existen varias y la renta se puede expresar como *proxy* de todas aquellas que sean relevantes.

Dados los puntos de corte $z_0, z_1, ..., z_k$ y el vector ρ^c, donde $\Phi_j \equiv \left\{ i/_{m_i} \in [z_{j-1}; z_j] \right\}$ indica para cada j=1, ..., k los miembros de los grupos en ρ^c, con renta media m_i .

Donde el nuevo vector que representa la distribución vendrá dado por:

$$\rho^+ = (z_0, z_1, ..., z_k; r_1, ..., r_k; g_1, ..., g_k)$$

de tal forma que

$$r_j = \sum_{i \in \Phi_j} p_i$$

$$g_j = \frac{1}{r_j}\sum_{i \in \Phi_j} p_i m_i$$

El grado de polarización se obtiene como EP^+ dado F y ρ^+ como:

$$EP^+(z,\alpha,\beta) \equiv ER(\alpha,\rho^+) - \beta\varepsilon(F,\rho^+)$$

donde:

$$\varepsilon(F,\rho^+) = G(F) - G(\rho^+)$$

Para aislar la parte de *polarización observada* explicada realmente por la característica compararemos EP+ con P(-).

Denotando EP^{+min} como el mínimo nivel dado por F, esto da lugar a un índice definido como:

$$EP(z,\alpha,\beta) \equiv \frac{EP^+ - EP^{min}}{P(F,\alpha,\beta,\rho)}$$

3. POLARIZACIÓN Y DESIGUALDAD DE LA RENTA INTERPROVINCIAL EN ESPAÑA Y CASTILLA Y LEÓN

Una vez efectuado un breve repaso a las principales aportaciones teóricas en el campo de la polarización de la renta, pasaremos a efectuar una aplicación para el caso español.

Analizaremos la desigualdad y la polarización de la renta a nivel provincial para España y Castilla y León, a partir de las series de renta del servicio de estudios del BBVA. La renta provincial utilizada es el Producto Interior Bruto a coste de los factores en pesetas constantes de 1986 para el periodo 1955-1997. Para llevar acabo nuestro análisis, hemos procedido a agrupar a las provincias españolas realizando ciertas reagrupaciones a partir de los códigos regionales [NUTS: Nomenclatura de Unidades Territoriales Estadísticas] establecida por Eurostat, de la siguiente forma:

Código	**Regiones**	**Provincias**
ES1	NOROESTE: Galicia, Principado de Asturias, Cantabria	A Coruña, Lugo, Orense, Pontevedra, Asturias, Cantabria
ES2	NORESTE: País Vasco, Comunidad Foral de Navarra, La Rioja, Aragón	Álava, Guipúzcoa, Vizcaya, Navarra, La Rioja, Huesca, Teruel, Zaragoza
ES41	CASTILLA Y LEÓN	Ávila, Burgos, León, Palencia, Salamanca, Segovia, Soria, Valladolid, Zamora
ES42-ES43-ES3	CENTRO: Castilla la Mancha, Extremadura COMUNIDAD DE MADRID	Albacete, Ciudad Real, Cuenca, Guadalajara, Toledo, Badajoz, Cáceres, Madrid
ES5	ESTE: Cataluña, Comunidad Valenciana, Islas Baleares	Barcelona, Girona, Lleida, Tarragona, Alicante, Castellón de la Plana, Valencia, Islas Baleares.
ES6	SUR: Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla	Almería, Cádiz, Córdoba, Granada, Huelva, Jaén, Málaga, Sevilla, Murcia, Ceuta y Melilla
ES7	CANARIAS: Canarias	Las Palmas y Santa Cruz de Tenerife.

Tabla1. Agrupación regiones.

Tanto para las medidas de polarización como de desigualdad se ha procedido a normalizar la renta per cápita, considerando la renta per cápita nacional igual a la unidad.

En primer lugar, se estudiará en que medida los índices de desigualdad presentan un comportamiento diferenciado con respecto a los índices de polarización, a lo largo del periodo objeto de estudio. Comenzaremos este análisis determinando la evolución de la desigualdad de la renta por medio de los índices de Gini y de Desigualdad Colectiva.

3.1. Desigualdad territorial en España y en Castilla y León

La medición de la desigualdad de la renta lleva asociada ciertas dificultades y juicios de valor. Sin embargo, desde un punto de vista ético resulta necesario evaluar hasta que punto la distribución de la renta es igualitaria, debido a sus implicaciones sociales, políticas, económicas, etc.

Con el objetivo de comparar el comportamiento de la medida de polarización con respecto a las medidas de desigualdad hemos seleccionado, una batería de dos indicadores. El primero de ellos es el índice de Gini, que tiene como ventaja de admitir una interpretación geométrica en términos de la curva de Lorenz, adoptando la siguiente expresión:

$$G = \frac{1}{2\mu}\sum_i \sum_j p_i p_j \left| x_i - x_j \right|$$

donde $\mu = \sum_i p_i x_i$ y x es la característica analizada, en nuestro caso, la renta per cápita provincial.

El segundo de los indicadores seleccionados es la medida de desigualdad colectiva cuya expresión es:

$$D = \sum_i \left(\left(\frac{\mu}{x_i} \right) - 1 \right) p_i$$

Para el ámbito de España podemos observar, para ambos índices, como en el periodo de estudio se produce un descenso continuado de la desigualdad, con un ligero incremento para el año 1979:

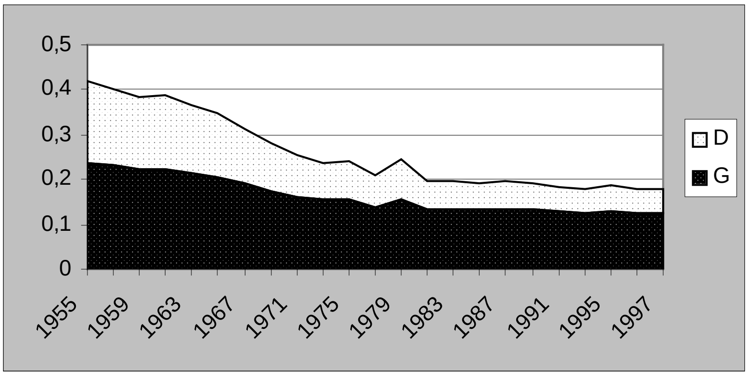

Gráfico 1. Evolución de la desigualdad (Gini y Desigualdad Colectiva) para España.

En el caso de Castilla y León el nivel de desigualdad se mantiene más o menos constante, apreciándose como en el periodo comprendido entren 1961 y 1977 se produce un aumento para posteriormente, disminuir con cierta variabilidad.

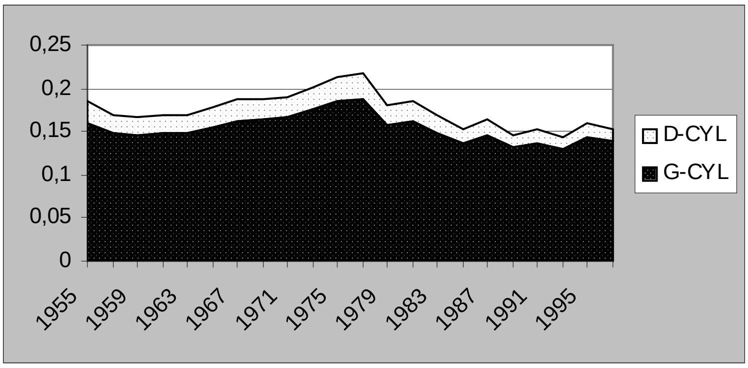

Gráfico 2. Evolución de la desigualdad (Gini y Desigualdad Colectiva) para Castilla y León.

Con el objetivo, de realizar un análisis comparativo de la desigualdad interna de los grupos, en la siguiente tabla se recoge información del Índice de Gini intra-grupos para varios años:

	1955	**1965**	**1975**	**1985**	**1995**
NOROESTE	0,267	0,243	0,196	0,146	0,067
NORESTE	0,296	0,202	0,157	0,059	0,072
CASTILLA Y LEÓN	0,160	0,155	0,185	0,138	0,143
CENTRO Y MADRID	0,830	0,729	0,566	0,512	0,490
ESTE	0,248	0,180	0,124	0,120	0,133
SUR	0,599	0,485	0,481	0,338	0,357
CANARIAS	0,081	0,030	0,037	0,024	0,001

Tabla. 2. Desigualdad por grupos.

En líneas generales, la desigualdad interna disminuye en todos los grupos a lo largo del periodo estudiado, siendo las excepciones más acusadas Castilla y León que para el año 1975 experimenta un incremento y la zona Este que sufre un incremento en 1995.

3.2 Análisis de la polarización por subgrupos de la renta provincial española

Seguidamente analizaremos la evolución de la polarización en el ámbito de las provincias españolas. Se ha optado por un número de grupos K=7, tal y como se ha mencionado anteriormente, realizando ciertas reagrupaciones sobre la clasificación que nos ofrecen los códigos regionales [NUTS]. En primer lugar, analizaremos el peso de las rentas medias y de los tamaños de los grupos, para observar posteriormente sus efectos sobre las medidas de polarización.

En la tabla siguiente se recogen los pesos relativos y las rentas per cápita medias de cada uno de los grupos:

µ p

	1955		1965		1975		1985		1995	
NOROESTE	0,826	0,136	0,81	0,13	0,846	0,121	0,886	0,116	0,862	0,11
NORESTE	1,265	0,1	1,249	0,105	1,182	0,11	1,123	0,108	1,156	0,103
CASTILLA Y LEÓN	0,738	0,098	0,782	0,087	0,815	0,072	0,869	0,068	0,916	0,064
CENTRO Y MADRID	1,099	0,192	1,102	0,193	1,102	0,196	1,077	0,197	1,078	0,197
ESTE	1,337	0,218	1,277	0,238	1,179	0,267	1,177	0,272	1,179	0,274
SUR	0,716	0,228	0,706	0,215	0,738	0,199	0,732	0,204	0,722	0,213
CANARIAS	0,841	0,029	0,857	0,032	0,892	0,036	1,003	0,037	0,979	0,04

Tabla 3. Rentas medias y tamaños de los grupos.

Podemos apreciar en este caso, cierta convergencia respecto a la renta media de los grupos, aunque las diferencias sigan siendo importantes al final del periodo. En cuanto al tamaño de los mismos se produce un ligero acercamiento excepto para Castilla y León que pierde peso.

El acercamiento de las rentas medias ha de inducir un descenso de la polarización, mientras que la mayor similitud del tamaño de los grupos debería conllevar un ligero aumento. En todo caso, no se observa la formación de polos o grupos que origen una mayor tensión social o conflictividad.

En el siguiente gráfico se analiza la evolución de las distintas componentes de la desigualdad, basándonos en la descomposición del índice de Gini. Previamente se ha procedido a normalizar los índices igual a la unidad en el año inicial 1955 para permitir una mayor comparabilidad:

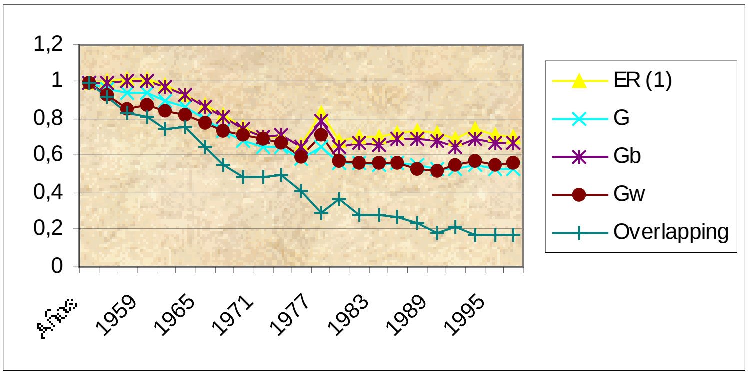

Gráfico 3. Evolución de las componentes de la desigualdad para España.

Se aprecia un descenso de todos los tipos de desigualdad, el de la distribución total (G), entre-grupos (G_b), intra-grupos (G_w) y una disminución del solapamiento entre los mismos, que por lo tanto ocasionará un descenso del término de error de la medida de polarización por grupos (GP), lo que debería ocasionar un incremento de la misma.

A continuación realizaremos una comparación de la evolución de la medida de polarización simplificada (ER) con parámetro $\alpha=1$ y la noción de polarización por grupos (GP) con parámetros $\alpha=1$ y $\beta=1$. En el gráfico siguiente se recoge la evolución de estas medidas por medio de la construcción de índices simples con base 1955:

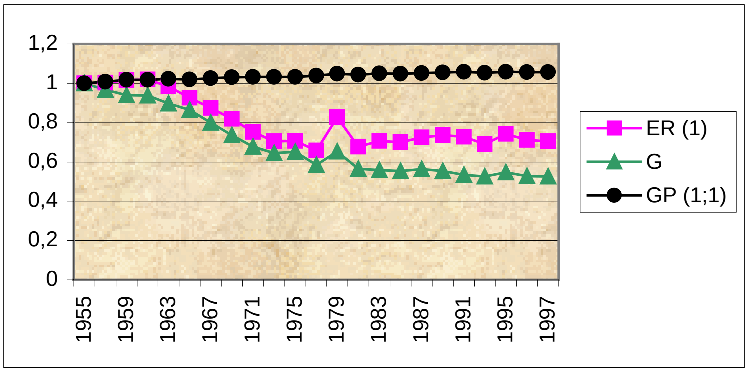

Gráfico 4. Evolución de la Polarización Simplificada, ER$(\alpha=1)$, y de la Polarización por Grupos, GP$(\alpha=1;\beta=1)$ para España.

A la vista del gráfico, se puede observar como el índice de polarización simplificado ER(1) experimenta un descenso continuado a lo largo del periodo estudiado, a excepción de ciertos años concretos, siendo el más acusado 1979. Mientras que la medida de polarización por grupos se mantienen más o menos constante, observándose un leve incremento. Este comportamiento contrapuesto de la medida GP a la medida ER es resultado de la combinación de diversos factores en direcciones confrontadas.

En el caso de GP, la polarización se verá afectada por el acercamiento de las rentas medias de los grupos, que ocasionaría un descenso en la misma, y por la reducción tanto de la desigualdad intra-grupos como del solapamiento entre los mismos, que originaría un incremento leve de la misma.

Ambos factores han operado en direcciones contrapuestas, por lo que la evolución del índice depende del peso que se le conceda al término de error. En el caso de ER(1) el acercamiento de las rentas medias de los grupos ha de ocasionar un descenso de la misma.

Para los dos valores del parámetro de sensibilidad $\alpha = 1$ y $\alpha = 1{,}5$, el efecto de la reducción del término de error prevalece sobre el acercamiento del tamaño de los grupos en el caso de la medida de polarización por grupos.

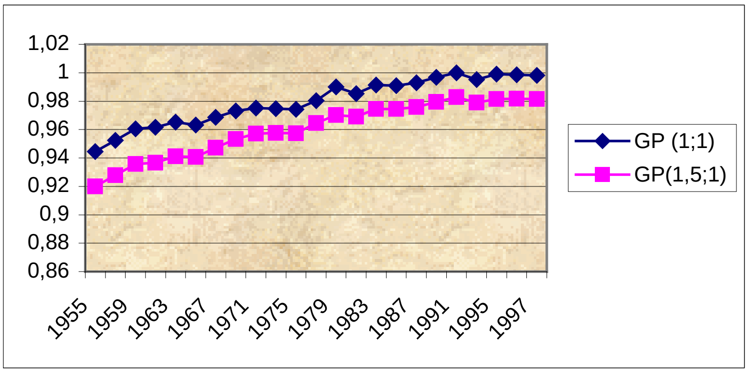

Gráfico 5. Polarización sub-grupos.

3.3 Análisis de la polarización para Castilla y León.

En el caso de la evolución de los tamaños de renta y de población para el conjunto de provincias que integran Castilla y León, se observa que los tamaños de renta permanecen constante excepto para la provincia de Valladolid que aumenta su proporción de renta. En términos generales, se aprecia la existencia de un grupo o polo que acumulan un porcentaje muy elevado de la renta total que en promedio, para todo el periodo es de un 73% aproximadamente, y que se encuentra formado por León, Valladolid, Salamanca y Burgos. En este caso se aprecia cierta divergencia respecto a las rentas medias de los grupos, lo que debería ocasionar un aumento de la polarización.

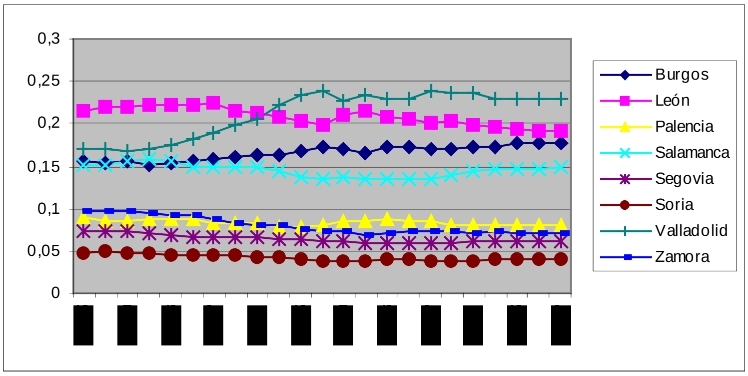

Gráfico 6. Evolución del tamaños de las rentas por provincias.

Respecto al tamaño de los grupos también se aprecia la existencia de un grupo o polo que acumula en promedio, para todo el periodo, el 70% de la población de la Comunidad Autónoma y que está constituido por las mismas regiones que acumulaban un 73% de la renta total.

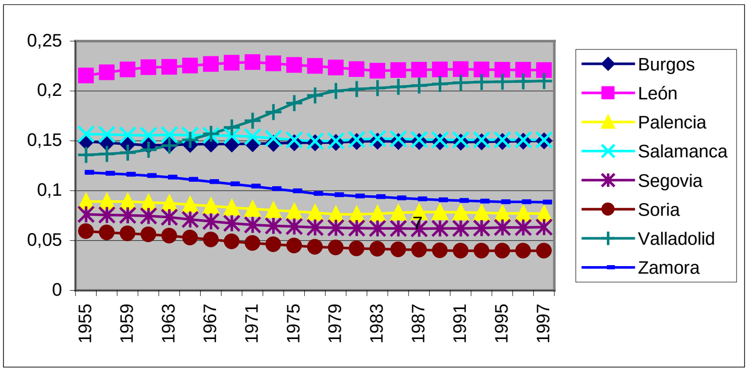

Gráfico 7. Evolución del tamaños de las rentas por provincias.

La evolución de la medida de polarización simplificada también se ve afectada por efectos contrapuestos. En el ámbito de España prevalece el efecto del acercamiento de las rentas frente a la mayor similitud del tamaño de los grupos lo que ocasiona un descenso. A continuación, se analiza la evolución de las medidas de polarización simplificada para España y Castilla y León, se han construido índices con base 1955 para facilitar las comparaciones:

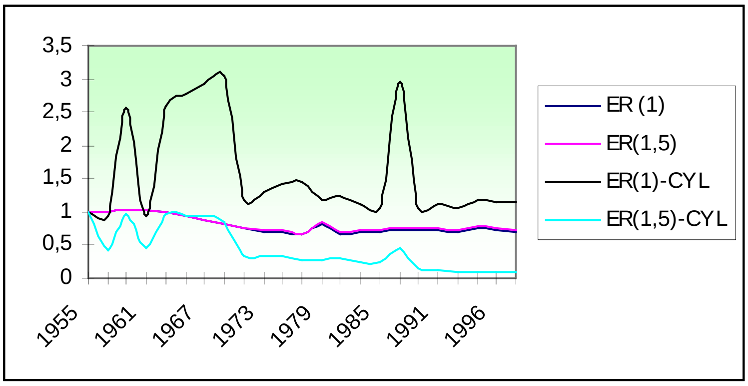

Gráfico 8. Polarización, medida ER para Castilla y León y España.

El comportamiento de la polarización en los dos ámbitos es diferente mientras que en el ámbito nacional la tendencia es el descenso, en el ámbito de Castilla y León cabría distinguir dos periodos diferenciados. Un primer periodo de oscilaciones, con una alta dispersión, comprendido entre 1955 y 1963. Un segundo periodo, caracterizado por un descenso de la polarización entre 1965 y el final del periodo, con excepción de 1987 en donde se produce un incremento.

4. CONCLUSIONES

Distintas iniciativas han intentado captar y medir la noción de polarización destacando en la literatura existente los enfoques de Wolfson (1994) y Esteban y Ray (1994).

En el presente trabajo, se ha puesto de manifiesto que los conceptos de polarización y desigualdad de la renta presentan pautas de comportamiento diferenciadas proporcionadas por sus diferentes definiciones. A lo que podemos añadir que el comportamiento de la polarización para el conjunto de provincias españolas y para el caso concreto de Castilla y León también presentan discrepancias.

Las principales conclusiones que se pueden derivar en relación a los conceptos de desigualdad y polarización en el caso de la renta provincial española y de Castilla y León para el periodo 1955-1997 son las siguientes:

A nivel nacional, se observa como se produce una reducción de las distancias entre los grupos de la distribución. Las causas de esta reducción son que las rentas de dichos grupos tienden a converger hacia la renta nacional y que los pesos relativos de estos tienden a ser más homogéneos, acontecimientos que ocasionan efectos contrapuestos sobre la polarización.

En el periodo objeto de estudio, el descenso de la desigualdad de la renta para el conjunto de provincias españolas ha ido acompañada de una reducción de la polarización simplificada, sin que se observen la formación de polos o grupos que origen una mayor tensión social o conflictividad.

En el caso de la medida de polarización por grupos, observamos un leve incremento ocasionado por la reducción de la desigualdad interna de los grupos y del solapamiento de los mismos.

A nivel de las provincias que integran Castilla y León, las distancias de los grupos se incrementan debido a que las discrepancias en la renta media aumentan ya que los pesos de los grupos tienden a hacerse más heterogéneos.

La desigualdad, en este ámbito, experimenta un aumento en el periodo 1961-1977 para luego descender y en cuanto a la polarización simplificada, el comportamiento de esta medida presenta ciertas diferencias frente a la evolución nacional.

5. BIBLIOGRAFÍA

AGHEVLI, B. B. Y MEHRAN, F., Optimal Grouping of Income Distribution Data, Journal of the American Statistical Association, nº 373, 1981, pp. 22-26.

DAGUM, C., Measuring the Economic Affluence between populations of income receivers, Journal of Business & Economic Statistics, nº1, vol. 5, 1987.

DAVIES, J. B. Y SHORROCKS, A. F., Optimal Grouping of Income and Wealth Data, Journal of Econometrica, nº 42, 1989, pp. 97-108.

ESTEBAN, J. M. Y RAY. D., “On the measurement of Polarization”, Econométrica, nº 62 (4), 1994, pp. 819-851.

ESTEBAN, J. M., Desigualdad y polarización una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España, Revista de Economía Aplicada, nº 11 (4), 1996, pp. 5-26.

ESTEBAN, J. M., GRADÍN, C. Y RAY, D., Extensions of a Measure of Polarización OCDE Countries, Luxembourg income Study Working Paper, nº 218, New York, 1999.

ESTEBAN, J. M., Polarización de la Renta Provincial en España, Moneda y Crédito, nº 211, 2000, pp. 11-50.

FEDOROV, L., Regional Inequality and Regional Polarization in Russia, 1990-99, World Development, nº 3, vol. 30, 2000, pp. 443-456.

FUNDACIÓN BBV , Renta Nacional y sus distribución Provincial, varios años.

GRADÍN, C. Y DEL RÍO OTERO, C., Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia, Instituto de Estudios Económicos Fundación Pedro Barrié de la Maza. 2001.

GRADÍN, C., Polarization by su-populations in Spain, 1973-91, Review of Income and Wealth, Series 46, nº 4, 2000, pp. 457-474.

KANBUR, R. Y ZHANG, X., Wich regional inequality? The evolution of rural-urban and inland-coastal inequlity in China from 1983 to 1995, Journal of Comparative Economics, nº 27 (4), 1999, pp. 686-701.

LERMAN R. Y YITZHAKI, S., A note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index, Economics Letters, nº 15, 1984, pp. 363-368.

SHORROCKS, A. F.8, Inequality decomposition by subgroups, Econometrica, nº 6, vol.56, 1984, pp. 1369-1385.

SHUJIE Y. Y JIRUI, L., Descomposition of Gini coefficients by class: a new approach, Applied Economics Letters, nº3, 1996, págs. 115-119.

SHUJIE, Y., On the descomposition of Gini coefficient by populations class and income source: a spreadsheet approach and application, Applied Economics,, nº 31, 1999, págs. 1249-1264.

SLOTTJE, D. Y BALDEV, R., Income Inequality, Poverty, and Economic Welfare, Ed. Physica-Verlag , Nueva York, 1998, pp. 47-65.

TSUI, K Y WANG, Y., Polarisation Ordering and New Classes of Polarisation Indices, Memo the Chinese University of Hong Kong University, 1998.

WOLFSON, M.C., When de Inequalities Diverge?, American Economic Review, nº 84 (2), 1994, pp. 353-58.

YITZHAKI, S., Economic distance and overlapping of distributions, Journal of Econometrics, nº 61, 1994, pp. 147-159.

ZHANG, X. Y KANBUR, R., What difference do polarisation Make? An Application to China, Journal of Development Studies, nº 37, pp. 85-98.