



Revista de Estudios Regionales

ISSN: 0213-7585

rer@uma.es

Universidades Públicas de Andalucía  
España

Gradín Lago, Carlos Manuel  
Polarización y desigualdad en Galicia y España, un análisis comparativo  
Revista de Estudios Regionales, núm. 59, enero-abril, 2001, pp. 47-68  
Universidades Públicas de Andalucía  
Málaga, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=75505902>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en [redalyc.org](http://redalyc.org)

 redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# **Polarización y desigualdad en Galicia y España, un análisis comparativo**

**Carlos Manuel Gradín Lago<sup>1</sup>**

**Universitat Autònoma de Barcelona**

BIBLID [0213-7525 (2001); 59; 47-68]

PALABRAS CLAVE: Distribución de la Renta, Desigualdad, Polarización, Bipolarización.

KEY WORDS: Income Distribution, Inequality, Polarization, Bipolarization.

## **RESUMEN:**

Este trabajo presenta un análisis de la distribución de la renta en Galicia entre 1973 y 1991. Usando datos de las *Encuestas de Presupuestos Familiares* (I.N.E.) se estudia la evolución de los niveles de desigualdad y polarización en Galicia, comparando con resultados similares para el conjunto español. Para el estudio de la desigualdad se utiliza el criterio de Lorenz, así como índices con diferente sensibilidad a las transferencias en distintos puntos de la distribución. Para el estudio de la polarización se emplean los métodos derivados de Wolfson (1994) y Esteban, Gradín y Ray (1999). La inferencia se realiza mediante bootstraps.

## **SUMMARY:**

This paper undertakes an analysis of the size of income distribution in Galicia for the 1973-1991 period. Using data from the *Encuestas de Presupuestos Familiares* (I.N.E) we study the evolution of inequality and polarization in Galicia, comparing with similar results for Spain. Inequality is addressed using the Lorenz criterium and indices with different sensitivity to transfers in different places of the distribution. In the case of polarization we use methods derived from Wolfson (1994) and Esteban, Gradín and Ray (1999). Inference is conducted using bootstraps.

---

## **1. INTRODUCCIÓN**

---

Las transformaciones experimentadas en la distribución de la renta en un conjunto amplio de países viene siendo un tema de creciente discusión política y social en los últimos años. El periodo de postguerra significó el inicio de una larga senda hacia la igualación de los ingresos que percibían los individuos al participar en el mercado de trabajo, al mismo tiempo que los instrumentos de los estados de bien-

1. Trabajo financiado por la Fundación Barrié de La Maza. Una primera versión en gallego de este trabajo fue presentada en el Iº Congreso de Economía de Galicia, Universidad de Santiago de Compostela, Septiembre de 1.998. Aparecido como Papeles de Trabajo nº 21 del Instituto de Estudios Económicos de Galicia-Fundación Pedro Barrié de la Maza.

estar articulaban un sistema de transferencias y provisión de bienes, que llevó a una igualación aún mayor de los niveles de vida de los hogares.

Desde mediados de los setenta en el Reino Unido, desde finales de la misma década en los EE.UU. y durante los ochenta en otros países, se detectó una clara ruptura de esta senda igualadora. Y se produjo el inicio de un proceso de incremento de las desigualdades en el mercado de trabajo primero, posteriormente trasladado a los hogares ante la crisis y transformación de los estados de bienestar y su incapacidad para compensar los cambios que se produjeron en el mercado de trabajo. No existe consenso sobre las causas de este proceso, pero sí sobre su existencia<sup>2</sup>. La particular forma que tomaban esos incrementos en la desigualdad, hacia una mayor dualización de las distribuciones, hizo que se comenzara a hablar de un fenómeno de creciente polarización, debido a que se observaba un proceso de debilitamiento de los grupos de renta media y de crecimiento de los grupos extremos, pobres y ricos. Esto suscitó una amplia literatura en los ochenta, centrada en el problema de la desaparición de la clase media sobre la que se había sustentado la estabilidad económica y social en los EE.UU..

Esta preocupación chocó inmediatamente con la ausencia de una teoría, no sólo que explicase las causas, sino incluso que permitiese contrastar si era o no fundada. Desde los años 70 se produjo un auge importante en los estudios sobre desigualdad económica hasta alcanzar una cierta madurez y consenso. El criterio de Lorenz o su equivalente de las transferencias de Pigou-Dalton se estableció como el pilar básico para ordenar las distribuciones de acuerdo con su desigualdad. Una serie de índices permiten cubrir los casos en que ese criterio no se define, donde los índices se eligen en función de la satisfacción de ciertas propiedades normativas, especialmente el grado de sensibilidad a las transferencias en diferentes tramos de renta, y otras como la descomponibilidad por subpoblaciones. Así mismo, mejoraron las técnicas para realizar inferencia estadística, bien mediante el empleo de las distribuciones asintóticas, bien mediante técnicas no paramétricas.

Las herramientas que determinan la evolución en la desigualdad de una distribución no son capaces de distinguir si la población está concentrándose entorno a la media o bien entorno a dos o más polos, por ejemplo ricos y pobres, incrementando la polarización de la sociedad a pesar de ofrecer una menor desigualdad.

Empleando métodos muy simples y poco robustos, se estudió la evolución en el tamaño y posición económica de la clase media, con resultados dispares<sup>3</sup>.

2. Ver como resúmenes Levy y Murnane (1992) para el caso de los EE.UU. y Gottschalk y Smeeding (1997) en una perspectiva internacional. El libro Hills (1996) recoge una amplia literatura sobre el Reino Unido y Danzinger y Gottschalk (1994) sobre los EE.UU.

3. Por ejemplo Beach y Slotsve (1994), Horrigan y Haugen (1988), Kosters y Ross (1988), MacMahon y Tschetter (1996) y Rosenthal (1985) entre otros.

Recientemente, el estudio de la polarización fue el punto de atención de diversos progresos teóricos que permiten su análisis con herramientas que satisfacen ciertas propiedades deseables. Fundamentalmente, son de mencionar los trabajos de Wolfson (1994) -*W* en adelante- y Esteban y Ray (1994) -*ER* en adelante- que presentaron sendas medidas. La medida *ER* es obtenida a partir de un conjunto de axiomas y de un modelo de actitudes individuales, de manera que la polarización es el resultado de agregar los sentimientos de alienación entre individuos de diferentes grupos, y de identificación entre individuos del mismo grupo. Esta medida necesita que los datos vengan preagrupados de alguna manera, y no utiliza el grado de dispersión que puedan tener internamente los grupos.

En un trabajo más reciente, Esteban, Gradín y Ray (1999) -*EGR* en adelante-, se extiende la medida inicial *ER* para hacerla más aplicable desde el punto de vista empírico cuando las distribuciones no vienen preagrupadas, lo que permite introducir en la medida el elemento de falta de identificación interna de los grupos que debilita la polarización que estos generan. Se propone un método que, dado un número de grupos, determina endógenamente la asignación de los individuos a esos grupos, y define la polarización, en consonancia con el modelo en el que se basa *ER*, como la polarización de los grupos resultantes descontada la falta de identificación interna de los mismos. A la vez que se muestra que *W* es un caso particular cuando nos interesa conocer el grado de bipolarización, o formación de dos grupos en la distribución, siendo los grupos de igual tamaño. En *EGR*<sup>4</sup> se emplea el método propuesto para el estudio comparativo de la polarización en un conjunto amplio de veinticinco países aprovechando la extensa base de datos LIS<sup>5</sup>. En base a ese trabajo, Gradín (1999b) estudia la polarización y desigualdad en España, mientras que Gradín (1999b) extiende el método para el estudio de subpoblaciones de acuerdo con diferentes características relevantes.

El presente trabajo trata de profundizar en el caso gallego sobre el que no existen, que yo conozca, más que ciertas aportaciones en estudios sobre la evolución de la desigualdad en España desagregados territorialmente<sup>6</sup>. Y se hace en el marco de lo que aconteció en el conjunto de España y en los demás países desarrollados empleando una metodología similar a la de los trabajos anteriores. Em-

4. En Gradín (1998) se puede ver una descripción más detallada.
5. El Luxembourg Income Study es una base de microdatos por países que incrementa notablemente las posibilidades de comparabilidad internacional en los estudios distributivos.
6. Es el caso de Martín-Guzmán y otros (1996), Pena (1996) o Aledo y otros (1996), por ejemplo, todos ellos con ciertas diferencias metodológicas con el presente estudio. El primero obtiene un incremento de la desigualdad del gasto en los setenta y una reducción en los ochenta con cortes en todos los casos en las curvas de Lorenz. El segundo detecta una disminución de la desigualdad de una variable de renta corregida por los autores en ambas décadas. El tercero obtiene una reducción de la desigualdad en la renta monetaria en los ochenta.

pleando datos de las encuestas de presupuestos familiares que elabora el *INE*, se describe cómo fue la evolución de la distribución del ingreso y del gasto en Galicia con respecto a la desigualdad y a la polarización. Las dos siguientes secciones exponen de manera sencilla la metodología empleada para describir las sendas, respectivamente, en la desigualdad y en la polarización en una distribución. La sección 4 resume los resultados conocidos para un conjunto amplio de países, incluyendo España. La sección 5 describe los datos y las magnitudes de ingreso y gasto empleadas, mientras que la sección 6 muestra los resultados de la medición de la polarización y la desigualdad en Galicia en una perspectiva comparativa con el conjunto español. Finalmente, la última sección resume las principales conclusiones extraídas para Galicia.

---

## 2. LA MEDICIÓN DE LA DESIGUALDAD

---

La desigualdad en una distribución de rentas viene dada por el grado de dispersión de las rentas respecto de un valor de referencia, la media, que describe la situación ideal de perfecta igualdad que daría la misma renta a todos los miembros de la población. Para realizar el estudio de la desigualdad emplearemos inicialmente el enfoque de la dominancia de las curvas de Lorenz.

Consideremos un conjunto de rentas  $x_i$ ,  $i=1,\dots,n$  comprendidas en  $[a,b]$ , que tienen como función de distribución  $F$ , que asigna proporciones de población  $q_i$  a cada renta  $i$ . La media está indicada por  $m$ . Definimos la curva de Lorenz de la distribución  $F$  como la suma acumulada de todas las rentas relativas a la media para cada proporción de población  $q$ :

$$L_F(q) = \frac{1}{\mu} \sum_{i=1}^k x_i q_i , \quad \sum_{i=1}^k q_i = q \quad (1)$$

En el caso de igualdad de todas las rentas, obtenemos el máximo valor  $L_F(q)=q$  que define la recta de perfecta equidad. Se admite en la literatura de la desigualdad como criterio para determinar sin ambigüedad si una distribución  $F$  muestra más desigualdad que otra  $H$ , al hecho de que su curva de Lorenz esté más próxima a la correspondiente a la perfecta igualdad, esto es,  $L_F(q)$  mayor o igual que  $L_G(q)$  para todo  $q$  perteneciente a  $[0, 1]$ . Este criterio es equivalente -Atkinson (1970)- al principio de las transferencias de Pigou-Dalton, es decir que  $F$  puede obtenerse a partir de  $G$  mediante transferencias progresivas de cualquier individuo a otro más pobre que él.

El criterio nos permite ordenar las distribuciones según su grado de desigualdad relativa independientemente de la sensibilidad respecto de las transferencias en cada lugar del espacio de rentas. El coste es la indefinición del criterio en caso

de curvas que se cruzan. Entonces, debemos recurrir a índices concretos de desigualdad consistentes con este criterio de Lorenz para determinar qué distribución muestra más desigualdad. Cada índice llevará implícitas unas propiedades normativas, fundamentalmente una sensibilidad diferente respecto del lugar en que se producen las transferencias.

El coeficiente de Gini  $G$  se define como el doble del área que hay entre la curva de Lorenz y la línea de perfecta igualdad y puede ser escrito como:

$$G(F) = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n q_i q_j / x_i - x_j / \quad (2)$$

Este índice muestra una mayor sensibilidad hacia las transferencias que se producen en el centro de la distribución, mientras que los coeficientes de variación y de Theil tienen más sensibilidad a las colas superior e inferior respectivamente. Para  $\ln$  el logaritmo neperiano, Theil viene definido por:

$$T(F) = \sum_{i=1}^n q_i \frac{x_i}{\mu} - \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right) \quad (3)$$

y el coeficiente de variación por:

$$CV(F) = \frac{1}{\mu} \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 q_i} \quad (4)$$

### 3. LA MEDICIÓN DE LA POLARIZACIÓN

La noción de polarización hace referencia al grado en que una distribución está agrupada entorno a diferentes polos, siendo la situación de máxima polarización cuando la distribución muestra dos grupos con la mitad de la población en cada extremo del rango de rentas. ER describen la polarización por tres características básicas<sup>7</sup>: que crece con el grado de heterogeneidad entre los grupos de la

7. Además, consideran que existen dos propiedades importantes que distinguen la polarización de la desigualdad: la *no-monotonidad* y la *globalidad*. La primera consiste en que si descomponemos un cambio distributivo en una serie monótona de pequeños cambios, todos ellos en la misma dirección, la variación en la polarización puede no ser la misma tras cada cambio. Esta propiedad no se satisface en la desigualdad debido a que una serie de transferencias de Pigou-Dalton siempre incrementa la desigualdad. La propiedad de *globalidad* indica que para conocer la dirección en la que se mueve la polarización tras una alteración en la distribución, debemos considerar el conjunto de la distribución. Nuevamente, esto es incumplido por la desigualdad, pues una transferencia de Pigou-Dalton conduce siempre a menos desigualdad, sin necesidad de conocer cómo es la distribución a parte de los individuos implicados en la transferencia.

distribución, y con la homogeneidad interna de los mismos, y que los grupos de escaso tamaño son poco relevantes. Las dos últimas características marcan las diferencias con la desigualdad pues la mayor homogeneidad interna hace decrecer la desigualdad y crecer la polarización, y la mayor desigualdad se alcanza, precisamente, cuando un único individuo dispone de toda la renta.

Para tratar con la medición de la polarización emplearemos la medida descrita en EGR que no es más que una extensión de la propuesta en ER. Estamos interesados en conocer en qué medida la distribución  $F$  está compuesta de  $k$  grupos, y cuál es la severidad de la polarización asociada a esos  $k$  grupos. Una partición de  $F$  viene dada por la colección de números  $r=(z;p;y)$  donde  $z=(z_0, z_1, z_2, \dots, z_k)$  indica las rentas de corte que definen a los  $k$  grupos con  $z_0=a$  y  $z_k=b$ . El vector  $y=(y_1, y_2, \dots, y_k)$  indica las medias condicionadas de los grupos y  $p=(p_1, p_2, \dots, p_k)$  las respectivas poblaciones relativas. Una partición, por lo tanto, delimita grupos definidos como intervalos de rentas  $[z_{i-1}, z_i]$ , con una proporción  $p_i$  de la población y con renta media  $y_i$ . Cuando representamos  $F$  por  $r$  inducimos un error  $\varepsilon(F;r)$  que viene definido en términos de la media de todas las distancias de renta entre los miembros de los grupos formados, lo que resulta en:

$$\varepsilon(F; \rho) = G(F) - G(\rho) \quad (5)$$

la diferencia entre la desigualdad -medida por Gini- de la población y la que tendríamos de ser los grupos internamente homogéneos<sup>8</sup>. El error representa la falta de identificación interna de los  $k$  grupos de la distribución, y elegimos aquella partición óptima  $r'$  que, dado  $k$ , deja los grupos más identificados o cohesionados internamente, es decir, que minimiza el error dado por (5)<sup>9</sup>.

Dado que de acuerdo con ER la polarización es creciente con la heterogeneidad entre los grupos (polarización en  $r$ ) y con la homogeneidad interna de los mismos (o identificación), EGR expresan la polarización total de la distribución<sup>10</sup>  $F$  como la polarización de dicha partición, menos el grado de falta de identificación interna:

8. Es decir, la componente *intragrupo* de la descomposición del coeficiente de Gini en un término intragrupo y otro entre grupos.
9. Hay que destacar que esta metodología permite la elección de líneas de pobreza o riqueza endógenas, en vez de las habituales en estudios de pobreza relativa o en algunos estudios sobre la clase media que determinan exógenamente líneas en un porcentaje fijo de la renta media o de la mediana. De esta forma, se permite que estas líneas varíen en el tiempo y entre países o regiones.
10. Las rentas para el estudio de polarización están normalizadas por el punto medio de la distribución óptima bimodal  $0,5(y_1+y_2)$  para lograr que la medida alcance su valor máximo cuando dicha distribución es simétrica (un medio de la población en cada extremo). En el caso de la medida de  $W$  las rentas están normalizadas por la mediana.

$$P(F; \alpha, \beta, \rho) = ER(\alpha, \rho) - \beta \epsilon(F, \rho) \quad (6)$$

donde  $ER$  representa la medida de polarización en Esteban y Ray (1994)<sup>11</sup> aplicada sobre  $r$ :

$$ER(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k p_i^{1+\alpha} p_j / |y_i - y_j| \quad (7)$$

para  $\alpha$  en  $[1, 1'6]$  indicando la sensibilidad respecto de la polarización.  $\beta$  es el peso –no negativo– asignado a la falta de identificación interna. Reemplazando  $r$  por  $r'$  en (6), obtenemos la medida de polarización que empleamos en este estudio.

En el caso particular de  $k=2$ , o bipolarización, la medida dividirá a la población en los dos grupos más homogéneos posibles, y luego calculará la bipolarización entre ellas descontando el grado de falta de identificación interna. En este caso la partición óptima divide a la población entre los que están por debajo de la media, una proporción  $p_m = F(m)$ , y los que están por encima, con lo que la medida en (6) para  $\alpha=\beta=1$  viene dada por:

$$B \equiv P(F; \alpha = 1, \beta = 1, z = \mu) = 2[p_m - L(p_m)] = 2D(F) - G(F) \quad (8)$$

donde  $D = p_m - L(p_m)$  es la Desviación Relativa Media. En el caso de la bipolarización, empleamos también la medida  $W$  propuesta por Wolfson (1994), resultante de imponer como partición que los dos grupos subyacentes tengan el mismo tamaño, por lo que la mediana indicará el punto de corte:

$$W = 2 \frac{\mu}{m} P(F; \alpha = 1, \beta = 1, z = m) = 2 \frac{\mu}{m} [2[\frac{1}{2} - L(\frac{1}{2})] - G(F)] \quad (9)$$

De manera similar al campo de la desigualdad, en el de la bipolarización disponemos de curvas de bipolarización que cumplen el mismo objetivo que la curva de Lorenz, proporcionar ordenaciones parciales con independencia de la sensibilidad a lo que ocurre en cada percentil. Estas curvas son, en su versión continua:

11. Básicamente la polarización agrega los sentimientos de *antagonismo* que existen en la distribución, resultado de la existencia de *identificación* hacia los miembros del mismo grupo y de *alienación* hacia los miembros de diferentes grupos. La substracción del término de error en (6) tiene en cuenta que los grupos internamente no son perfectamente homogéneos, por lo tanto, cuanta más dispersión interna de estos grupos, menor será la identificación de sus miembros y por tanto la polarización. La medida se obtiene como la única familia consistente al tiempo con un modelo de actitudes individuales y un conjunto de axiomas que describen situaciones en las que debe incrementarse la polarización.

$$y:$$

$$B(q) = \int_q^{F(\mu)} |y - \mu| dF, \quad q \in [0, 1] \quad (10)$$

$$W(q) = \int_q^{\frac{1}{2}} \frac{|y - m|}{m} dF, \quad q \in [0, 1] \quad (11)$$

donde  $B$  es la curva que hace referencia a la bipolarización cuando el punto de corte es endógeno (y luego es la media) y  $W$  cuando es la mediana. De forma similar al caso de Lorenz, diremos que  $F$  tiene menos bipolarización que  $H$  cuando, respectivamente,  $B_H(q)$  es mayor o igual que  $B_F(q)$ , o  $W_H(q)$  mayor o igual que  $W_F(q)$ . Las medidas  $B$  y  $W$  pueden expresarse en términos del área que queda por debajo, respectivamente, de las curvas  $B(q)$  y  $W(q)$ , así como ambas son una transformación escalar del área entre la curva de Lorenz y la recta tangente a la misma en  $p_m$  el \_ respectivamente. Estas medidas tienen una sensibilidad a las transferencias de renta similar a la del coeficiente de Gini, esto es, dan más peso cuantos más individuos haya entre los implicados en la transferencia. La diferencia es que en este caso una transferencia pequeña de un individuo a otro más pobre incrementa la bipolarización si ambos están en el mismo lado de la mediana en el caso de  $W$ , o de la media en el caso de  $B$ . En caso contrario esa transferencia reduce la bipolarización<sup>12</sup>.

---

#### 4. LA DESIGUALDAD Y LA POLARIZACIÓN EN ESPAÑA Y EN EL MUNDO DESARROLLADO

---

La experiencia internacional descrita en Gradín (1998) confirma que en las últimas décadas numerosos países experimentaron un proceso de creciente polarización. Es el caso mencionado de los EE.UU. desde finales de los setenta y del Reino Unido desde mediados de la misma década, pero también de Australia, Suecia o Finlandia en los ochenta, de países del este europeo a finales de los ochenta o principios de los noventa (Polonia, Hungría y Rusia). Sin embargo, un nutrido grupo de países se resistió a estas tendencias manteniendo o incluso reduciendo sus niveles de polarización, como en el caso de España, Francia, Alemania, Noruega, Canadá o Taiwán. Por niveles Rusia, EE.UU., Reino Unido, Australia e Israel son los países que muestran las distribuciones más polarizadas mientras que Eslovaquia, República Checa, Austria y los países nórdicos muestran los menores niveles de polarización. España se encuentra en un puesto intermedio-alto.

12. Ver Gradín (1998c).

La caracterización de la polarización da como resultado que los países que experimentaron más polarización tienden a localizar una proporción creciente de su población en los grupos de renta baja y, en menor medida, en los de renta alta cuando los grupos son determinados endógenamente.

Observamos que la franja de renta que ocupa el grupo medio en términos relativos tiende a ampliarse considerablemente en estos países con lo que la reducción de su peso demográfico es menor<sup>13</sup>. La mejor caracterización de estos países viene dada por la mayor distancia entre los grupos extremos, lo que provoca una creciente polarización entre ellos, que en algunas situaciones se agrava por el hecho de que esos grupos muestran mayor identificación interna. La evolución de la desigualdad muestra una tendencia similar a la de la polarización pero con notables diferencias de forma que no es inusual encontrar países para los que la desigualdad se agravó mientras que la polarización se reducía o viceversa.

En el caso español en Gradín (1999b) se confirma la reducción de la polarización en todas las magnitudes de ingreso y gasto disponibles para 1973-91, más intensa en los setenta, y se constata la fuerte reducción en la desigualdad de manera robusta a la elección de una sensibilidad a las transferencias entre deciles, al mostrar para cada década curvas de Lorenz que no se cruzan de forma estadísticamente significativa.

---

## 5. LOS DATOS

---

Este trabajo se basa en las *Encuestas de Presupuestos Familiares* elaboradas por el *Instituto Nacional de Estadística* para los años 1973/4, 1980/1 y 1990/1, que a pesar de sus conocidas limitaciones<sup>14</sup> son la fuente más adecuada para el estudio sobre la distribución de la renta por hogares en España. La variable principal de

13. Esto es compatible con la idea de desaparición de la clase media en cuanto que aquí permitimos que el grupo medio se determine no por una franja de renta fija sino como el resultado de obtener los grupos más compactos en la distribución. De esta forma, un proceso de descomposición de la clase media provoca que el grupo medio amplíe su rango de rentas relativas con lo que el tamaño no decrece tanto. Si fijáramos su rango, observaríamos el decrecimiento de su población.
14. Es conocido que estas encuestas tienden a subrepresentar a los sectores de población en las colas de la distribución. Además existe una contrastada subestimación de gastos e ingresos respecto de los agregados conocidos por otras fuentes (sobre todo de la Contabilidad Nacional). La subestimación es mayor en el caso de los ingresos, especialmente en los procedentes de rentas no salariales. Esto ocasiona que como media exista desahorro en la economía (el gasto es mayor que el ingreso), aunque lo más preocupante es cómo se distribuye la subestimación. Claramente el gasto está mejor distribuido que el ingreso, lo que indica sin duda que la subestimación del ingreso es mayor en los hogares de rentas más elevadas. De todos modos, constituyen la mejor fuente de datos desagregados por hogar disponible y es la más empleada, si bien las conclusiones que de ella se deriven lógicamente estarán condicionadas por su fiabilidad. Para un estudio sobre la compatibilidad macroeconómica de las EPFs ver Sanz (1996).

referencia son los *gastos totales* de los hogares, incluyendo imputaciones por el disfrute de una vivienda en propiedad, por autoconsumo y autosuministros. También recurriremos en otras ocasiones a su equivalente en los ingresos: *ingresos totales* disponibles -netos de impuestos- del hogar, que incluyen diversas imputaciones, así como a *gastos monetarios* e *ingresos monetarios* que descuentan de las anteriores las imputaciones<sup>15</sup>. La unidad de estudio es el hogar, para el que se obtiene el ingreso o gasto ajustado en función de las ampliamente empleadas escalas de equivalencia de la OCDE<sup>16</sup>. Así mismo se controla por la inflación a través de unos índices de precios individuales a nivel de hogar<sup>17</sup>. Independientemente de la variable de gasto o ingreso utilizada, hablaremos de ingreso/gasto del hogar ajustado y a pesetas constantes del invierno de 1981.

## 6. LA POLARIZACIÓN Y LA DESIGUALDAD EN GALICIA

Calculada la polarización en Galicia de acuerdo con la medida  $P$  en (2) para la magnitud gasto total ajustado de los hogares, obtenemos los resultados que aparecen en el Cuadro 1.

Como la tabla indica, la polarización del gasto total decreció en Galicia para todo el periodo considerado, igual que para el conjunto de España y la mayoría de las CC.AA.<sup>18</sup>, y esto no depende ni de la sensibilidad a la polarización (a), ni del peso a la identificación de grupo (b), ni tan siquiera del número de grupos empleado. El decrecimiento, al contrario de lo que ocurre en el conjunto de España, fue más intenso en los 80 y más débil en los años 70.

15. La razón de elegir el gasto es fundamentalmente de índole práctica y está expresada en la nota anterior. No entraremos aquí en las discusiones teóricas sobre cuál es la variable más apropiada para captar el nivel de vida de los hogares. Es necesario destacar también que existe una clara distorsión en la distribución provincial del ingreso y en mayor medida del gasto en los años 1980 y 1990, que lleva a situar a Lugo como la provincia más rica en términos per capita, además de experimentar un crecimiento poco creíble en los setenta, contradiciendo claramente los resultados que se obtienen por otras fuentes con datos agregados más fiables, como son la Contabilidad Regional y las series de renta disponible del BBV. La provincia de Lugo es la que presenta la cuantía de desahorro más elevada de España según estas encuestas lo que da idea de la mayor distorsión en esta provincia. En 1990 el grado de cobertura de ingreso/gasto per capita gallegos sobre los niveles estatales, entorno al 90%, era similar al de otras fuentes, pero en 1980 el gasto total exageraba esa cobertura (95%) y el ingreso monetario lo infravaloraba (80%).
16. Estas escalas asignan un peso 1 al primer adulto, 0,7 a los siguientes adultos y 0,5 a los no adultos -aquí menores de 14 años para facilitar la comparabilidad entre años-.
17. Construidos por J.Ruiz-Castillo y M. Sastre.
18. Se refiere a la bipolarización con  $a=b=1$ , y se produce con las excepciones de Baleares, Murcia, Cantabria y Valencia para 1973-81, Ceuta y Melilla, La Rioja y Cataluña para 1980-91 y Cataluña para 1973-91(Gradín (1999c)).

La manera de producirse esta disminución también coincide con el estado: disminución a la vez de la polarización entre los grupos y del nivel de identificación entre los mismos, aunque la reducción del primero predomina al ser más intensa.

CUADRO 1.  
**POLARIZACIÓN EN GALICIA Y ESPAÑA, 1973-91**

		Año	Galicia			España		
			2 grupos	3 grupos	5 grupos	2 grupos	3 grupos	5 grupos
<i>a=1</i>	<i>b=0</i>	1973	0,219	0,174	0,115	0,222	0,178	0,116
		1980	0,213	0,170	0,111	0,209	0,167	0,109
		1990	0,198	0,159	0,104	0,200	0,161	0,105
	<i>b=1</i>	1973	0,133	0,133	0,100	0,131	0,137	0,101
		1980	0,129	0,130	0,096	0,124	0,127	0,094
		1990	0,118	0,122	0,090	0,119	0,123	0,091
	<i>a=1,3 b=0</i>	1973	0,181	0,126	0,073	0,183	0,131	0,073
		1980	0,176	0,124	0,069	0,172	0,121	0,068
		1990	0,162	0,115	0,065	0,164	0,117	,066
	<i>b=1</i>	1973	0,094	0,085	0,058	0,092	0,089	0,058
		1980	0,092	0,084	0,055	0,088	0,082	0,054
		1990	0,082	0,078	0,051	0,083	0,079	0,051
	<i>a=1,6 b=0</i>	1973	0,150	0,092	0,046	0,151	0,097	0,046
		1980	0,146	0,091	0,044	0,142	0,089	0,043
		1990	0,134	0,084	0,041	0,136	0,086	0,041
	<i>b=1</i>	1973	0,063	0,051	0,031	0,061	0,055	0,031
		1980	0,062	0,052	0,030	0,058	0,050	0,029
		1990	0,053	0,047	0,027	0,054	0,048	0,027

Gasto total ajustado a pesetas constantes del invierno de 1981.

Fuente: Elaboración propia a partir de EPFs. INE

Consideremos ahora cómo se produjo esta reducción en la polarización analizando el aspecto que presentan las particiones óptimas en el caso gallego en comparación con el español, en el Cuadro 2.

Centrándonos en el más simple de los casos, el de dos grupos, podemos comprobar que en Galicia en 1973 un 63% de los hogares se encontraba en el grupo relativamente pobre, cuantía que creció en los setenta hasta el 64%, volviendo a decrecer posteriormente. Al mismo tiempo, las diferencias de gastos decrecieron entre ambos grupos, aunque apenas se percibió en los setenta pero fue considerable en los ochenta. El gasto medio del grupo pobre pasó de representar un 60% de la media en 1973 a un 62% y 64% respectivamente en 1980 y 1990. La media de los ricos aumentó ligeramente en los setenta hasta el 169% mientras que cayó significativamente en la década posterior, quedando en el 156% de la media.

El caso de tres grupos puede ser aún más significativo de lo que ocurrió. El grupo pobre viene definido por los que se encuentran por debajo de la línea de pobreza endógena representada en Galicia en 1973 por el ratio de un 71% del gasto medio, mientras que la línea endógena de riqueza estaría situada en un 136% de la media. Estas proporciones, que conjuntamente definen el grupo de gasto medio, tendieron progresivamente a estrechar el rango en el que se mueve el grupo medio, al pasar a 73-137% y 75-132% en los siguientes años, aproximándose al caso español, aunque muestre una línea de riqueza ligeramente inferior, pero que creció en los setenta. Este estrechamiento es característico de los procesos de reducción de polarización en el contexto internacional como se mostró en Gradín (1998).

Nuevamente, como en el caso de dos grupos, Galicia muestra unas oscilaciones más pronunciadas en el tamaño y gasto medio de los grupos extremos. Mientras que se produce un deterioro en los setenta, al incrementarse la distancia entre estos grupos, mejora claramente en los ochenta<sup>19</sup>. En España el trasvase significativo de población fue del grupo pobre al medio y rico en los setenta, mientras que en Galicia en esa década se observó un trasvase de población de los grupos medio y superior hacia el inferior, invirtiéndose en los ochenta.

19. El caso de cinco grupos aporta información adicional. Así, observamos que la línea endógena que define el grupo más pobre está entorno al 55% del gasto medio, próxima al 50% usual en estudios sobre pobreza o posición de la clase media. Además detectamos que el deterioro en las distancias de gasto entre grupos extremos en los años setenta esconde un deterioro de los tres grupos medios frente a una mejora de los más pobres y el estancamiento de los más ricos. Sobre el trasvase de población hacia el grupo más pobre detectado en el caso de tres grupos, en el caso de cinco grupos vemos que los más pobres pierden población que ganan todos los demás grupos.

CUADRO 2.  
**LAS PARTICIONES ÓPTIMAS EN GALICIA Y ESPAÑA, 1973-91**

GALICIA									
	Gasto medio grupos:			Proporción población:			Gasto corte		
	$y/\mu$	$p_i$	relativo $z/\mu$	1973	1980	1990	1973	1980	1990
2 grupos	0,60	0,62	0,64	0,633	0,643	0,610	1,00	1,00	1,00
	1,68	1,69	1,56	0,367	0,357	0,390			
3 grupos	0,47	0,50	0,52	0,405	0,426	0,400	0,71	0,73	0,75
	0,97	0,99	0,99	0,385	0,378	0,382	1,36	1,37	1,32
	2,07	2,12	1,89	0,210	0,196	0,218			
5 grupos	0,38	0,40	0,42	0,256	0,246	0,228	0,53	0,54	0,57
	0,69	0,68	0,70	0,262	0,265	0,259	0,84	0,82	0,84
	1,01	0,98	0,99	0,224	0,226	0,227	1,22	1,19	1,18
	1,51	1,47	1,40	0,172	0,176	0,187	1,92	1,89	1,73
	2,78	2,78	2,36	0,085	0,088	0,100			
ESPAÑA									
	Gasto medio grupos:			Proporción población:			Gasto corte		
	$y/\mu$	$p_i$	relativo $z/\mu$	1973	1980	1990	1973	1980	1990
2 grupos	0,60	0,62	0,64	0,634	0,630	0,620	1,00	1,00	1,00
	1,70	1,64	1,59	0,366	0,370	0,380			
3 grupos	0,48	0,50	0,53	0,430	0,418	0,416	0,73	0,74	0,75
	1,00	0,99	1,00	0,385	0,381	0,385	1,40	1,36	1,34
	2,21	2,04	1,99	0,184	0,201	0,200			
5 grupos	0,37	0,40	0,42	0,246	0,238	0,236	0,52	0,55	0,57
	0,67	0,69	0,70	0,265	0,265	0,263	0,82	0,83	0,84
	1,00	0,99	1,00	0,234	0,232	0,231	1,21	1,19	1,18
	1,50	1,46	1,42	0,172	0,175	0,176	1,96	1,85	1,80
	2,93	2,62	2,51	0,082	0,091	0,093			

Gasto total ajustado a pesetas constantes del invierno de 1981.

Fuente: Elaboración propia a partir de EPFs. INE

En 1990 Galicia muestra una mejor situación que la que se da en el caso español<sup>20</sup> al tener los grupos más próximos entre sí, con un grupo pobre más reducido, y un grupo medio similar pero sobre un rango de gastos más estrecho<sup>21</sup>.

Tras el análisis de la evolución de la polarización quedan aún varias cuestiones abiertas. Una primera cuestión es ver qué ocurrió al mismo tiempo con la desigualdad. Una segunda pregunta es si los resultados son robustos a la elección de la magnitud de nivel de vida, y una tercera cuestión es hasta qué punto las variaciones observadas no son debidas a la particular manera de agregar lo que ocurre en los diferentes puntos de la distribución, esto es, a la sensibilidad a las transferencias de renta en diferentes tramos. Finalmente nos podemos preguntar si los cambios observados en polarización y desigualdad son estadísticamente significativos o pueden ser el resultado de la utilización de una muestra en lugar de la población.

Para responder conjuntamente a estas cuestiones nos centramos dentro de la polarización en el caso de la bipolarización y cuando  $a=b=1$ . Procedemos principalmente a la estimación de las curvas de Lorenz y de bipolarización para cada una de las magnitudes de nivel de vida de cara a contrastar si se produjeron mejoras estadísticamente significativas, de acuerdo con los criterios basados en estas curvas y descritos en las secciones 2 y 3.

20. Nuevamente si comparamos con los resultados de la base LIS observamos que el grupo pobre peor situado es el de Rusia con un 35% de la renta media, mientras EE.UU. muestra un 41%, Reino Unido un 49%, lejos del 58% de Suecia y del 71% de Eslovaquia. En cuanto a la proporción de población pobre tenemos un 35% en Suecia, un 38% en Eslovaquia, pero un 41% en los EE.UU., y un 44% en el Reino Unido y Rusia.

21. Si consideráramos el ingreso total en lugar del gasto, obtenemos resultados claramente diferentes. En este caso en Galicia se produjo un continuo acercamiento de los ingresos entre los grupos extremos en ambas décadas, siendo más importante en los setenta, justo cuando en el gasto se distancian. Además se produjo un trasvase continuo de población del grupo pobre y medio hacia el rico en los setenta y el proceso inverso en los ochenta. El rango de ingresos relativos del grupo medio tendió a estrecharse constantemente. Como consecuencia, la polarización respecto del ingreso se redujo con más nitidez en los setenta. En el caso español la intensidad en la reducción de la polarización del ingreso fue similar en las dos décadas, manteniéndose en lo básico el resto de las características.

CUADRO 3.  
**DOMINANCIA EN DESIGUALDAD Y BIPOLARIZACIÓN EN GALICIA: VALORES DE PROBABILIDAD (BOOTSTRAP)**

Magnitud	Desigualdad L(p)			Bipolarización B(p)			Bipolarización W(p)		
	73-80	80-90	73-90	73-80	80-90	73-90	73-80	80-90	73-90
gasto total	0,585	0,015	0	0,805	0,955	0,55	0,96	0,61	0,72
gasto monetario	0,64	0	0	0,98	0,965	0,12	0,585	0,895	0,24
ingreso total	0,37	0,225	0,01	0,67	0,935	0,815	0,44	0,86	0,755
ingreso monetario	0,205	0,06	0	0,75	0,975	0,96	0,25	0,975	0,81

*Gasto e ingreso ajustados a pesetas constantes del invierno de 1981.*

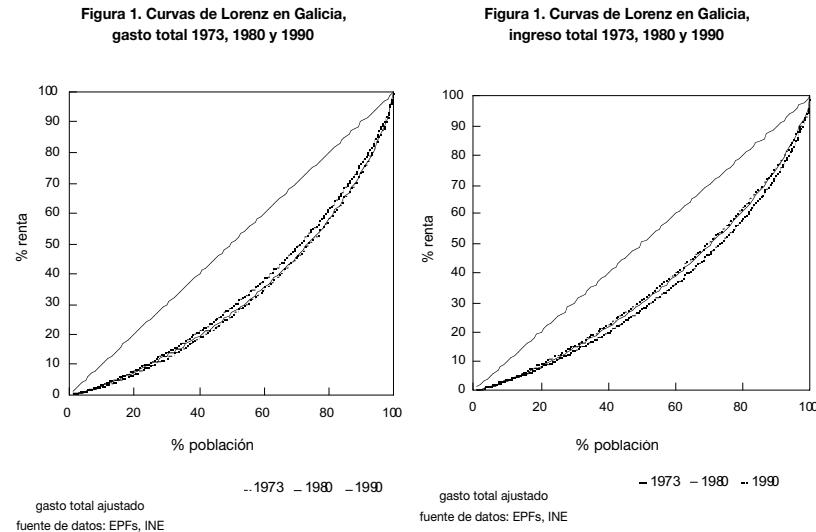
*Fuente:* Elaboración propia a partir de EPFs. INE

El Cuadro 4 recoge los valores de probabilidad (o niveles mínimos de significación para rechazar la hipótesis nula) resultantes de contrastar las hipótesis de que no existió una reducción en la desigualdad y en la bipolarización a nivel de decilas frente a que si se dio tal mejora. Para eso empleamos la técnica no paramétrica de Bootstrap<sup>22</sup> debido a que evita tener que hacer supuesto alguno sobre la distribución de nuestras observaciones, a parte de la independencia.

El resultado es peor que el obtenido para el conjunto español. En el caso de la desigualdad, frente a la existencia de dominancia en el sentido de Lorenz (reducción de la desigualdad en este caso) para cada década y para cada variable en el caso español, en Galicia obtenemos que tan sólo podemos afirmar con rotundidad que la desigualdad cayó entre 1973 y 1990 con independencia de la variable de renta empleada. Si queremos ver lo que ocurrió por décadas, vemos que entre 1980 y 1990 se redujo claramente la desigualdad, excepto si empleamos el ingreso total que muestra una significatividad muy baja. Entre 1973 y 1980 el criterio no nos dice nada, debido a la escasa significatividad estadística de la mejora.

La razón de que encontremos curvas de Lorenz que se cruzan en este periodo está fundamentalmente en un aumento de la desigualdad en las decilas superiores en el caso del gasto y en las inferiores en el del ingreso. El cruce de curvas entre 1980 y 1990 en el ingreso total se debe fundamentalmente a las decilas superiores.

22. Esta técnica consiste básicamente en emplear la muestra como estimador consistente de la población y reproducir la distribución de los estadísticos mediante repetición de un muestreo aleatorio simple con reemplazo sobre la muestra, repitiéndola un número elevado de veces (200 en nuestro caso), y calculando los estadísticos para cada replicación. Para más detalles, incluyendo la técnica de los percentiles empleada para calcular los valores de probabilidad, ver Efron y Tibshirani (1993).



Las Figuras 1 y 2 representan la estimación de las curvas de Lorenz para percentiles en las tres décadas, tanto para gasto como para ingreso totales. Claramente se puede comprobar que en el caso del gasto es apenas perceptible la mejora en los setenta, mientras que en los ochenta es más nítida. Algo similar ocurre para el ingreso pero con la década de los setenta dando el cambio más claro.

Cuando nos referimos a la bipolarización los resultados muestran que en ningún caso las mejoras son robustas a la sensibilidad a lo que ocurre en todas las deciles, de forma que no existe dominancia estadísticamente significativa, mientras en el caso español existía dominancia para 1973-91 en el caso del gasto y de emplear la mediana como renta separadora.

Por lo tanto, para determinar si hubo un proceso de depolarización y de creciente igualdad de rentas en algunos casos es necesario acudir a índices que agregan de una forma particular lo que ocurre en cada tramo. En una segunda etapa, pues, calculamos diversos índices de desigualdad (Gini, Theil y Coeficiente de Variación) y de bipolarización ( $B$  y  $W$ ).

El Cuadro 4 resume los resultados de significatividad (hasta un 10%) en las variaciones de los índices en todos los casos. Muestra que la reducción en la desigualdad en el ingreso es siempre estadísticamente significativa si imponemos la sensibilidad mayor en el medio de la distribución como hace el índice de Gini, siendo clara la reducción en los setenta, pero menos en los ochenta donde para una mayor sensibilidad en los extremos superior (CV) e inferior (Theil) la desigualdad no

varió significativamente. La desigualdad en el gasto se vio reducida en los ochenta y en las dos décadas en conjunto para cualquier sensibilidad pero no en los setenta.

En cuanto a la bipolarización, los resultados muestran que, con la particular sensibilidad de los índices empleados, la bipolarización se redujo en Galicia en cada década para todas las variables, con la excepción del gasto total en los setenta donde esa reducción es muy poco significativa. En el caso del conjunto español las mejoras son siempre estadísticamente significativas.

El Cuadro 5 muestra los cambios con más detalle, reflejando las estimaciones por intervalo para los índices *G*, *W* y *B* y los valores de probabilidad de contrastar si hubo en cada subperiodo una reducción estadísticamente significativa en el índice. Revela, por ejemplo, el hecho de que la inclusión de las imputaciones en el gasto y en el ingreso reduce de manera crucial los niveles de desigualdad y bipolarización, al ser éstos mayores en las magnitudes monetarias que en las totales. Así mismo, revela una contraintuitiva mejor distribución del ingreso que del gasto, debido a la mayor distorsión provocada por las subestimaciones de los primeros, lo que refuerza la idea inicial de darle más peso a los resultados obtenidos con el gasto que a los obtenidos con el ingreso. En definitiva, queda patente la debilidad de la reducción de la desigualdad en el gasto en los setenta y del ingreso en los ochenta, frente a la fortaleza de las mejoras en el resto de los casos.

CUADRO 4.  
**RESUMEN DE VARIACIONES EN LA DESIGUALDAD Y EN LA  
 BIPOLARIZACIÓN EN GALICIA, 1973-91**

Gasto	Desigualdad			Bipolariz.		Gasto	Desigualdad			Bipolariz.	
	Gini	Theil	CV	B	W		Gini	Theil	CV	B	W
Total	Monetario										
1973-81	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	1973-81	(-)	(-)	(+)	-	-
1980-91	-	-	-	-	-	1980-91	-	-	-	-	-
1973-91	-	-	-	-	-	1973-91	-	-	-	-	-
Ingreso Total	Ingreso Monetario										
1973-81	-	-	-	-	-	1973-81	-	-	-	-	-
1980-91	-	(-)	(+)	-	-	1980-91	-	(-)	(+)	-	-
1973-91	-	-	(-)	-	-	1973-91	-	-	(-)	-	-

+ indica incremento y - reducción. Entre paréntesis cambios estadísticamente no significativos al 10%

Gasto e ingreso ajustados a pesetas constantes del invierno de 1981.

Fuente: Elaboración propia a partir de EPFs. INE

CUADRO 5.  
**DESIGUALDAD Y BIPOLARIZACIÓN EN GALICIA, 1973-91. BOOTSTRAP:  
 VALORES DE PROBABILIDAD E INTERVALOS DE CONFIANZA (95%)**

		Gini			B			W				
		1973	1980	1990	1973	1980	1990	1973	1980	1990		
gt	media	0,350	0,342	0,306	media	0,132	0,129	0,118	media	0,307	0,297	0,267
	Cl	0,338	0,331	0,297	Cl	0,125	0,121	0,112	Cl	0,293	0,283	0,256
	CS	0,361	0,354	0,315	CS	0,140	0,138	0,124	CS	0,321	0,310	0,278
		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90
	p	0,21	0	0	p	0,25	0	0	p	0,195	0	0
gm	media	0,407	0,391	0,339	media	0,154	0,143	0,131	media	0,379	0,342	0,305
	Cl	0,395	0,380	0,330	Cl	0,145	0,135	0,124	Cl	0,360	0,327	0,291
	CS	0,418	0,406	0,349	CS	0,162	0,153	0,138	CS	0,396	0,360	0,318
		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90
	p	0,12	0	0	p	0,04	0	0	p	0,01	0	0
it	media	0,333	0,302	0,284	media	0,123	0,108	0,103	media	0,279	0,237	0,223
	Cl	0,322	0,289	0,270	Cl	0,116	0,102	0,097	Cl	0,265	0,226	0,213
	CS	0,344	0,314	0,297	CS	0,130	0,116	0,110	CS	0,292	0,247	0,234
		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90
	p	0	0,07	0	p	0	0,07	0	p	0	0,06	0
im	media	0,390	0,352	0,312	media	0,144	0,123	0,112	media	0,349	0,280	0,249
	Cl	0,377	0,338	0,298	Cl	0,135	0,114	0,105	Cl	0,330	0,264	0,237
	CS	0,403	0,364	0,326	CS	0,153	0,130	0,119	CS	0,368	0,293	0,260
		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90		73-80	80-90	73-90
		0	0	0		0	0,01	0	p	0	0	0

Cl=Cota Inferior, CS=Cota Superior, media=valor medio replicaciones, p=valor de probabilidad  
 Gasto e ingreso ajustados a pesetas constantes del invierno de 1981. gt=gasto total, gm=gasto monetario, it=ingreso total e im=ingreso monetario.

Fuente: Elaboración propia a partir de EPFs. INE

---

## 7. CONCLUSIÓN

---

En este trabajo se hizo una descripción de la evolución en la distribución de la renta en Galicia en las últimas dos décadas. Mostramos que en ningún caso se produjo un incremento de la polarización o de la desigualdad y que la reducción es clara y robusta para el periodo 1973-91. Desafortunadamente, el comportamiento entre décadas no es tan robusto a la elección de una magnitud para captar el nivel de vida, pues fue asimétrico en los gastos y en los ingresos, de manera que la distribución del gasto mejoró más claramente en los ochenta mientras que la del ingreso mejoró principalmente en los setenta. De todos modos, la distribución del gasto merece mayor fiabilidad en estas encuestas.

El gasto mostró una tendencia nítida hacia la mayor igualdad y hacia la reducción en la polarización en los ochenta y en el periodo conjunto 1973-91, mientras que en la década de los setenta se produjo una reducción menor. Mostrándose que en los setenta no podemos decir que hubiera una mejora de acuerdo con el criterio de Lorenz ni de las correspondientes curvas de bipolarización, y los cambios en los índices de desigualdad y bipolarización (salvo en el gasto monetario) no son estadísticamente significativos. En cambio, en los ochenta si podemos hablar de reducción estadísticamente significativa de la desigualdad de acuerdo con el criterio de Lorenz, y corroborado por los índices de sensibilidades diferentes. A la vez que aunque no hubo dominancia en bipolarización de acuerdo con las correspondientes curvas, si que hubo una reducción estadísticamente significativa en los índices de bipolarización. La mejora más clara en los ochenta, periodo caracterizado por un fuerte crecimiento económico, contrasta con lo ocurrido en el conjunto de España donde la mejora fue más importante en los setenta, década caracterizada por cierto estancamiento económico. Esto hizo mejorar la posición relativa de Galicia entre las CCAA en términos de desigualdad y bipolarización<sup>23</sup>.

Por lo que toca al ingreso, se invierten los términos. Podemos hablar de reducción de la desigualdad de acuerdo con Lorenz (en deciles) para 1973-91, aunque los índices muestran que en el caso de mayor sensibilidad a la cola superior (CV) no hubo reducción alguna. Es la década de los setenta la que muestra cambios más nítidos, aunque no se puede hablar de mejora según el criterio de Lorenz ni según las curvas de bipolarización, tanto los índices de desigualdad como de bipolarización muestran una reducción estadísticamente significativa. Estos últimos también muestran una reducción estadísticamente significativa en los ochenta pero no así los de desigualdad, salvo para la sensibilidad mayor en el centro de la distribución (Gini), reflejando que los cruces de las curvas de Lorenz se producen en las colas superior e inferior.

23. Ver, por ejemplo, Gradiñ (1999c).

La reducción generalizada de la polarización del gasto total en Galicia en los ochenta, de acuerdo con el índice propuesto en EGR para diferente número de grupos, se produjo mediante la reducción de distancias entre los grupos extremos y a través de un desplazamiento de población hacia los grupos de gasto superior. En cambio, durante los setenta las distancias entre los grupos aumentaron y se produjo un desplazamiento hacia los grupos de gasto más bajo. Los grupos de gasto medio tienden a estrechar su rango de acuerdo con lo asociado a los países occidentales que reducen su polarización, con lo que las oscilaciones de población en el grupo medio son menores.

Evidentemente, en este trabajo no se mostró ninguna explicación para estos cambios distributivos. Se contó la primera parte de la historia, pero a partir de aquí es necesario entrar en profundidad en cuestiones de mayor interés. Una vez detectado un cierto nivel de bipolarización en la distribución del gasto deberíamos poder explicar qué elementos (educación, mercado de trabajo, área de residencia rural el urbana, etc.) están detrás de esos grandes grupos que subyacen en la distribución. Así mismo, debemos tener en cuenta que el nivel de polarización puede haber experimentado una evolución diferente de la aquí descrita si en lugar de usar la proximidad de ingreso o gasto para crear los grupos empleamos otras características de los hogares.

## BIBLIOGRAFÍA

- ALEDO, A. y otros (1996), *La Distribución Personal y Funcional de la Renta en España*, Madrid: Consejo Económico y Social.
- ATKINSON, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 2, pp. 244-263.
- BEACH, M. y G. SLOTSVE (1994), "Polarization of Earnings in the Canadian Labour Market", *John Deutsch Institute Discussion Paper*, N. 17.
- DANZINGER, S. y P. GOTTSCHALK (1994), *Uneven tides*. Nueva York: Russel Sage Foundation.
- EFRON, B. y R.J. TIBSHIRANI (1993), *An Introduction to Bootstrap*. Nueva York: Chapman & Hall.
- ESTEAN, J.M. y D. RAY (1994), "On the Measurement of Polarization", *Econometrica*, vol. 62, N. 4, julio, pp. 819-851.
- ESTEBAN, J.M., C. GRADÍN y D. RAY (1999), "Extensions of a Measure of Polarization", *Papeles de Trabajo*, nº 21, Instituto de Estudios Económicos de Galicia-Pedro Barrié de la Maza.
- GOTTSCHALK, P. y T. SMEEDING (1997), "Crossnational Comparison of Earnings and Income Inequality", *Journal of Economic Literature*, vol. 35, junio.
- GRADÍN, C. (1998), "Polarization and Inequality: an International Comparison". Mimeo Universidade de Vigo- Univ. Autònoma Barcelona.
- GRADÍN, C. (1999a), "Polarization by Subpopulations in Spain, 1973-91", *Documentos de Trabajo-Departamento de Economía Aplicada*, Universidade de Vigo, nº 9906.
- GRADÍN, C. (1999b), "Polarization, and Inequality in Spain, 1973-1991", *Documentos de Trabajo-Departamento de Economía Aplicada*, Universidade de Vigo, nº 9907.
- GRADÍN, C. (1999c), "Análisis de la Bipolarización y la Desigualdad en España, 1973-1991", en *Gasto Público y Comunidades Autónomas*, III Jornadas de la Asociación Galega de Estudios Económicos do Sector Público (AGESP)/ Escola Galega de Adminitratión Pública, Santiago de Compostela (en prensa).
- Documentos de Trabajo-Departamento de Economía Aplicada*, Universidade de Vigo, nº 9907.
- HILLS, J. (1996), *New Inequalities: The Changing Distribution of Income and Wealth in the UK*, Cambridge Univ. Press.
- HORRIGAN, M. W. y S. E. HAUGEN (1988), "The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis", *Monthly Labor Review*, mayo.
- I.N.E. (varios años), *Encuesta de Presupuestos Familiares, Vol. 1, El Gasto y el Ingreso de los Hogares*, Madrid.

- KOSTERS, M. H. y M. N. ROSS (1988), "A Shrinking Middle Class?", *The Public Interest*, N. 90.
- LEVY, F. y R. J. MURNAME (1992), "US Earnings Levels and Earnings Inequality: a Review of Recent Trends and Proposed Explanations", *Journal of Economic Literature*, vol. 30, pp. 1333-1381.
- MACMAHON, P. J. y J. H. TSCHETTER (1986), "The Declining Middle: a Further Analysis", *Monthly Labor Review*, septiembre.
- MARTÍN-GUZMÁN, P. y otros (1996), *EPF: Distribución y Pobreza en España*, Madrid: INE.
- PENA, B. (coord.) (1996), *Distribución de la Renta en España*. Madrid: Pirámide.
- ROSENTHAL, N. H. (1985), "The Shrinking Middle Class: Myth or Reality?", *Monthly Labor Review*, marzo.
- SANZ, B. (1996), "La Articulación Micro-Macro en el Sector Hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional", en *La Desigualdad de Recursos*, II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, Madrid: Fundación Argentaria.
- WOLFSON, M. (1994), "When Inequalities Diverge", *American Economic Review*, vol. 84, N. 2, pp. 353-358.

Recibido, Enero de 2000; Aceptado, Mayo de 2000.