

Departament d'Economia Aplicada

Análisis de agrupaciones provinciales a
partir del enfoque de desigualdad y
polarización: una nota

Juan Antonio Duro

**D
O
C
U
M
E
N
T
D
E
T
R
E
B
A
L
L**

04.02



Universitat Autònoma de Barcelona

Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales

Aquest document pertany al Departament d'Economia Aplicada.

Data de publicació : **Març 2004**

Departament d'Economia Aplicada
Edifici B
Campus de Bellaterra
08193 Bellaterra

Telèfon: (93) 581 1680
Fax:(93) 581 2292
E-mail: d.econ.aplicada@uab.es
<http://www.ecap.uab.es>

Análisis de agrupaciones provinciales a partir del enfoque de desigualdad y polarización: una nota

Juan Antonio Duro*
Universitat Autònoma de Barcelona

Resumen

Con motivo de analizar las fuentes de las desigualdades interprovinciales de la renta en España las provincias vienen siendo agrupadas en función de su pertenencia a las CCAA. Este criterio de tipificación, de origen administrativo, no agota, sin embargo, las posibilidades existentes en orden a dividir a las provincias en grupos pretendidamente homogéneos. Disponemos, por ejemplo, de agrupaciones informales como las NUTS 1 europeas, los *ejes de desarrollo* (VILLAVERDE Y PÉREZ (1996) y las *áreas geoeconómicas* (ALCAIDE (2002) ó formales, como las sugeridas por AGHEVLI y MEHRAN (1981) y DAVIES y SHORROCKS (1989). El principal objeto de esta nota consiste en evaluar el atractivo asociado a esta variedad de agregaciones atendiendo a dos criterios básicos: el error de agregación y el número de grupos considerado.

* Agradezco la ayuda financiera procedente de los proyectos SGR2001-160 y SEC2002-01612, así como el aprendizaje recibido por parte del profesor Joan Esteban (IAE, CSIC).

1. Introducción

El examen de las desigualdades inter-provinciales en rentas ha gozado de una amplia difusión en la literatura académica. Entre los ejercicios analíticos propuestos, la descomposición de la desigualdad por grupos ha concentrado un gran interés. Esta técnica, como es bien sabido, consiste en agrupar las provincias, de acuerdo con un criterio de homogeneización razonable, y descomponer a posteriori la desigualdad global en dos factores sintéticos: el factor intra-grupos (ó *within*, siguiendo la terminología anglosajona) y el factor inter-grupos (*between*). El primer componente informa de la parte de la desigualdad global atribuible a las heterogeneidades promedio existentes en el seno de los grupos. El segundo, por su parte, se asocia con la magnitud de las discrepancias en rentas medias observadas entre los grupos, suponiendo nulas las disparidades internas¹.

Típicamente, en la literatura sobre desigualdad las provincias se han agrupado en función de las CCAA a las que pertenecen, de forma que se descompone la desigualdad global en el componente intra-CCAA e inter-CCAA². Es indudable que la utilización de este criterio retiene un gran atractivo por cuanto supone enfatizar la influencia que sobre las economías provinciales promueven los condicionantes de tipo político y administrativo. Sin embargo, parece instructivo examinar las características asociadas a otras agregaciones, básicamente por dos razones: en primer lugar, se nos antoja interesante explorar la relevancia de otras agregaciones que no estén acotadas por la división administrativa del territorio nacional; en segundo lugar, nótese que, en términos generales, las agrupaciones son un instrumento utilizado para simplificar de una manera adecuada la información transmitida por las provincias. Idealmente, nuestras preferencias se decantarían, pues, por la consideración de un número de grupos más reducido³.

¹ El análisis de la desigualdad por grupos guarda una estrecha relación con el análisis de la convergencia por clubs tecnológicos (VILLAVERDE y SÁNCHEZ-ROBLES (1998)). En ambos casos se trata de particionar la muestra en grupos homogéneos. En el primero la partición se fundamenta en una comparación de niveles mientras que en el segundo se comparan los patrones temporales. De hecho, la descomposición por grupos de un índice de desigualdad (como el Gini o el Theil) es equivalente a la descomposición por grupos del indicador de σ -convergencia (BARRO y SALA-i-MARTIN (1992).

² Este es el caso de VILLAVERDE (1996), GOERLICH (1999) y DURO (2003) en esta misma revista.

³ Piénsese, por ejemplo, que el número de agrupaciones consideradas típicamente para el caso de los estados americanos, con un número similar de observaciones básicas, es claramente inferior. Por

Así las cosas, esta nota de investigación revisa de forma sintética el atractivo asociado a algunas de las fórmulas principales de agregación provincial establecidas en la literatura. Específicamente, se examinan, en adición a las CCAA, la relevancia de las regiones NUTS 1 europeas, de las *áreas geoeconómicas* propuestas por ALCAIDE (2002), de los *ejes económicos* examinados por VILLAVERDE y PÉREZ (1996), así como de agrupaciones conformadas bajo un criterio de minimización de las desigualdades internas en los grupos (AGHEVLI y MEHRAN (1981) y DAVIES y SHORROCKS (1989).

Se emplean dos criterios básicos en orden a evaluar el atractivo de las diferentes agregaciones: primero, la magnitud del error de agregación, esto es, la entidad de las imprecisiones cometidas al obviar las heterogeneidades internas. La operativización de este concepto tomaría cuerpo a través de la diferencia entre el coeficiente de Gini de la distribución original provincial y el Gini vinculado a la distribución simplificada, esto es, nacida de las agregaciones; en segundo lugar, nótese que la utilización de este criterio, llevada al extremo, conduciría a priorizar aquéllas distribuciones basadas en la inclusión de un mayor número de grupos. Sin embargo, entendemos que este proceder reduciría el atractivo mismo de las agregaciones que no es otro que el de simplificar de forma atractiva la información original. Una forma de tener en cuenta este aspecto consiste en la observación de los valores mostrados por los Índices de Polarización Generalizada (ESTEBAN (2000), los cuáles permiten combinar ambos aspectos, errores de agregación y número de grupos.

El artículo se organiza de la forma siguiente. En el apartado 2 se describen algunas de las posibles agregaciones que pueden usarse para la conformación de los grupos provinciales. En el apartado 3 se discute el método seguido para su análisis. El apartado 4 sintetiza los principales resultados empíricos obtenidos. Y una sección final acoge las principales conclusiones derivadas del trabajo.

ejemplo, que en el caso de los estados americanos, con un número similar de observaciones, la Oficina del Censo (U.S. Census) identifica nueve grupos y BEA (Bureau of Economic Analysis) ocho.

2. Algunos ejemplos de agrupaciones

La agregación provincial más utilizada, al menos en el campo de la desigualdad, ha consistido en el empleo de las CCAA. Como se sabe, éstas han visto fortalecido y consolidado su papel político y económico, con una progresiva asunción de competencias y expansión presupuestaria. Un criterio para la homogeneización, entonces, consistiría en unificar los territorios en base a la coincidencia de administraciones y, por tanto, de políticas económicas regionales. En tal caso, se conformarían 17 grupos (excluimos Ceuta y Melilla) para un total de 50 observaciones básicas. Dado el elevado número de grupos cabe esperar que la capacidad explicativa de la simplificación, en términos del error de agregación cometido, sea reducida.

La utilización de las regiones NUTS 1, contempladas por la Oficina Estadística de la Unión Europea (Eurostat), supone identificar un menor número de grupos inferior (siete). En concreto, el territorio estatal viene dividido en las siguientes áreas: el Noroeste (Galicia, Asturias y Cantabria, el Noreste (PV, Navarra, Rioja y Aragón), Madrid, Centro (CL, C-LM y Extremadura), Este (Cataluña, CV y Baleares), Sur (Andalucía y Murcia) y las Canarias.

Siguiendo con fórmulas de agregación espacial, VILLAVERDE y PÉREZ (1996) proponen la utilidad de considerar los conocidos *ejes económicos* como referencia para el análisis territorial. Así, el territorio nacional vendría descompuesto en: el Valle del Ebro (Aragón, Rioja y Navarra), Arco Mediterráneo (Cataluña, C. Valenciana y Murcia), Cornisa Cantábrica (Asturias, Cantabria, Galicia y PV), Centro (Castilla y León y Castilla-La Mancha), Sur (Andalucía y Extremadura), Archipiélagos (Baleares y Canarias) y Madrid.

Por otra parte, ALCAIDE (2002) recientemente ha sugerido la relevancia descriptiva de clasificar a las provincias en base a las *áreas geoeconómicas*, utilizando para ello elementos de afinidad geográfica y económica. Identifica diez zonas: Extrapeninsular, Arco Mediterráneo Norte, Arco Mediterráneo Sur, Cuenca del Ebro, Cornisa Norte,

Raya Portugal, Madrid, Meseta Norte, Macizo Ibérico y Meseta y Zona Sur⁴. A diferencia de las regiones NUTS 1 y de los ejes económicos descritos con anterioridad, las *áreas geoeconómicas* se conforman utilizando como unidades básicas las provincias, y no las CCAA. Esta estructuración espacial proporciona mayor flexibilidad, al permitir que provincias integradas en una misma CCAA puedan formar parte de distintas agrupaciones, a la vez que implica un desglose más detallado del territorio.

En adición a las agregaciones anteriores, establecidas bajo principios más o menos informales, tendría sentido cuestionarse acerca del valor asociado a fórmulas de agregación endógenas. Específicamente, un criterio atractivo en orden a fijar los límites de los grupos podría consistir en establecerlos de tal manera que se minimicen las diferencias de rentas entre las observaciones de cada grupo. Este es, por ejemplo, el método sugerido, y aplicado, por AGHELVI y MEHRAN (1981) y DAVIES y SHORROCKS (1989).

3. El método de análisis propuesto

Pensemos en la distribución inicial de rentas per cápita a nivel provincial. Como es sabido, ésta puede representarse gráficamente por medio de la conocida curva de Lorenz, que indica los percentiles de renta acumulados asociados a cada percentil de población. La desigualdad, cuantificada a través del coeficiente Gini, vendría descrita por el área existente entre la curva de Lorenz y la recta de 45°, que denota la igualdad perfecta⁵. Las observaciones (provincias en nuestro caso) las tendríamos ordenadas crecientemente en función de su renta. En este contexto, acometemos la agregación de observaciones sería equivalente a trazar sucesivas rectas a lo largo de la curva de Lorenz

⁴ Extrapeninsular: Baleares, Canarias y Ceuta y Melilla; Arco Mediterráneo Norte: Gerona, Barcelona, Tarragona, Castellón, Valencia y Alicante; Arco Mediterráneo Sur: Murcia, Almería, Granada, Málaga y Cádiz; Cuenca del Ebro: Álava, Navarra, Rioja, Huesca, Zaragoza y Lleida; Cornisa Norte: Guipúzcoa, Vizcaya, Cantabria, Asturias, Lugo, Coruña y Pontevedra; Raya Portugal: Orense, Zamora, Salamanca, Cáceres, Badajoz y Huelva; Meseta Norte: León, Palencia, Valladolid, Burgos, Ávila y Segovia; Macizo Ibérico: Soria, Guadalajara, Cuenca y Teruel y Meseta y Zona Sur: Toledo, Ciudad Real, Albacete, Jaén, Córdoba y Sevilla

⁵ La expresión algebraica del coeficiente de Gini viene descrita por la fórmula siguiente:

$$G(y) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i p_j |y_i - y_j|}{2n}$$

donde y_i e y_j son las rentas per cápita de las provincias “i” y “j” y p_i y p_j son las correspondientes poblaciones relativas.

original, tantas como agrupaciones hayan sido consideradas. Sería inmediato comprobar, entonces, que la nueva curva de Lorenz, que podemos llamar *simplificada* o *agrupada*, se situaría más próxima a la recta de 45 que la original, puesto que se están obviando las diferencias internas de renta en el seno de los grupos. Esta omisión sería percibida como el error de agregación, estadísticamente cuantificable a través de la diferencia entre el coeficiente de Gini original (G) y el descrito por la distribución simplificada (G_s). Así las cosas, parecería razonable emplear el valor asignado a dicho error con el objeto de analizar la capacidad explicativa de cada agregación⁶.

De todas formas, obsérvese que la utilización estricta del error de agregación como indicador para evaluar la bondad de las distintas agregaciones conllevaría, llevada al extremo, a preferir a aquellas agregaciones que tiendan a considerar un mayor número de agrupaciones. Sin embargo, entendemos que este proceder no resulta del todo convincente habida cuenta que el principal interés de agregar es precisamente simplificar de forma adecuada la información de base. En tales circunstancias, parece especialmente apropiado disponer de algún criterio que permita tener en cuenta este aspecto. AGHEVLI y MEHRAN (1981) y DAVIES y SHORROCKS (1989) recomiendan seleccionar el número óptimo de grupos en línea con la reducción marginal del error que resulta de particionar más la distribución. Desearíamos contar, no obstante, con un criterio más sistemático. En este sentido, y si pensamos que la tarea de agrupar idealmente habría de implicar un número reducido de grupos e internamente homogéneos, parecería razonable utilizar como instrumento adicional para el análisis los Índices de Polarización Generalizada, ó IPG (ESTEBAN (2000))⁷. Específicamente, su formulación algebraica es la siguiente:

⁶ El error de agregación, que no es otra cosa que la magnitud de las disparidades intra-grupos, podría computarse utilizando no los coeficientes de Gini sino otros índices de desigualdad, como los índices de Theil (THEIL (1967)). Hemos preferido, sin embargo, utilizar las curvas de Lorenz y los Ginis por su consistencia con el método de delimitación de agrupaciones endógenas escogido, basado en la diferencia de rentas medias por pares, y con el análisis de polarización llevado a cabo por ESTEBAN (2000).

⁷ La utilización del IPG no excluye el uso del error de agregación anteriormente descrito como indicador para evaluar a las agregaciones. Esto es así, porque el principal atractivo derivado del uso del IPG se debe a que tiene en cuenta el efecto del número de grupos en relación a la descripción de la distribución. De esta forma, nos ayuda a formarnos un juicio cuando nos enfrentamos a agregaciones que consideran un número distinto de grupos. Sin embargo, cuando se comparan agregaciones con el mismo número de grupos, como es el caso de las áreas Nuts 1 y los ejes económicos, o la misma agregación en diferentes puntos temporales, es el error de agregación el indicador utilizable.

$$IPG(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^{1+\alpha} p_j \left| \frac{y_i}{\mu} - \frac{y_j}{\mu} \right| - \beta(G - G_s) \quad (1)$$

donde p_i y p_j son las poblaciones relativas correspondientes a las provincias “i” y “j”; y_i e y_j son el PIB per cápita de las provincias “i” y “j”; μ es el PIB per cápita nacional; G es el coeficiente de Gini de la distribución provincial del PIB per cápita; G_s es el coeficiente de Gini asociado a las agregaciones; α es un parámetro que mide la sensibilidad ante la polarización y que, por construcción, toma valores entre 1 y 1.6 y, finalmente, el parámetro β denota el grado de sensibilidad de la medida de polarización IPG al error de agregación.

El primero de los componentes es el llamado Índice de Polarización Simplificada (ESTEBAN, GRADÍN y RAY (1999)) que captura estrictamente el grado de polarización de la distribución, dados los grupos. Un aumento del número de grupos produciría, ceteris paribus, una reducción en el valor de este componente y, por ende, del valor global ofrecido por el IPG. El segundo factor, por su parte, recoge el grado de imprecisión cometido al conformar los grupos⁸. La ampliación del número de grupos tendería a reducir este segundo componente y, consecuentemente, a aumentar el valor final del índice de polarización. En tal caso, el valor final del índice podría ser utilizado como indicador que permitiera sopesar ambos efectos y dilucidar, en adición, cuáles son las agregaciones más atractivas⁹.

4. Principales resultados

Ante todo hay que señalar que los datos de PIB provincial han sido recabados de la FBBVA y, más específicamente, de su publicación *Renta Nacional de España y su distribución provincial. Serie Homogénea*. Por su parte, las series de población se

⁸ Un valor unitario del parámetro β equivaldría a unificar la escala de ambos componentes, por lo que parecería una opción aceptable. En todo caso, puede tener interés comprobar la evolución del índice al tomar valores de β superiores e inferiores a la unidad.

⁹ Es evidente que el análisis sobre la capacidad explicativa y el atractivo de las agrupaciones puede efectuarse, en primer lugar, sobre la base de otros indicadores distintos del PIB per cápita. Podría usarse, por ejemplo, la estructura productiva o la intensidad de los intercambios inter-provinciales en cada grupo para juzgar acerca de la homogeneidad de los grupos. En todo caso, entendemos que el PIB per cápita es un indicador resumen del funcionamiento económico unánimemente aceptado y, por tanto, nuestro análisis parece suficientemente ilustrativo. En segundo lugar, el método utilizado para el análisis de las agregaciones, una combinación del enfoque de desigualdad y polarización, nos parece no sólo novedoso sino atractivo.

corresponden con la población de derecho calculada a 1 de Julio y procede de la misma fuente.

En el Cuadro 1 se reproducen los principales resultados obtenidos para cada agregación en el año 1995. Se ofrecen los coeficiente de Gini, original y simplificado, el valor del error de agregación (en términos relativos) así como los registros ofrecidos por varios Índices de Polarización Generalizada, donde se ha fijado $\alpha=1.5$ y se toman tres diferentes valores para el parámetro β . De esta forma, tratamos de verificar si se producen alteraciones significativas en los resultados del índice al sopesar en mayor o menor medida el error de agregación¹⁰. En los Cuadros 2 y 3 se facilitan los resultados para dos años anteriores, 1975 y 1955 con el objeto de esclarecer si el grado de precisión de las distintas agregaciones ha registrado variaciones significativos a lo largo del período 1955-1995. A tenor de éstos parece útil hacer hincapié en los siguientes puntos.

Primero, el grado de ajuste de las distintas simplificaciones analizadas es bastante elevado. En concreto, el error estimado no supera en ningún caso el 25%. Parece, pues, que las agregaciones evaluadas no entrañan pérdidas de información excesivamente desproporcionadas.

Segundo, dicho lo anterior se ha de señalar que el grado de ajuste vinculado al uso de las CCAA como criterio de agregación es muy elevado. La distribución simplificada así dispuesta viene a capturar entorno al 95% de las desigualdades inter-provinciales reales. La reducida pérdida informativa se confirma en los dos años anteriores seleccionados, 1955 y 1975. De hecho, la comparación temporal de los resultados sugiere que el tamaño relativo del error ha ido reduciéndose en el tiempo, fortaleciendo así el papel de las CCAA como instrumento de agregación provincial. No obstante, el número de grupos utilizado es elevado, lo cual de forma natural tiende a producir errores de agregación limitados.

¹⁰ No se suministran valores del índice asociados a parámetros distintos de 1.5 para así salvar espacio en esta nota. En todo caso, reseñar que los resultados no varían significativamente de los reproducidos en el texto. Detalles adicionales están disponibles ante cualquier petición.

Tercero, la utilización de las unidades NUTS 1 europeas (siete grupos) como referencia para las agrupaciones provinciales arroja resultados convincentes. Aunque la magnitud del error de agregación es, como era de esperar, superior a la emergida para el caso de las CCAA, la distribución simplificada así obtenida aproxima el 85% de la distribución provincial original, lo cuál es una precisión notable. De hecho, y puesto que estas macro-áreas tienen su base en las CCAA, parece interesante comprobar el ajuste de las NUTS1 en relación a la distribución inter-CCAA. Se constata, entonces, que la capacidad explicativa de éstas alcanza el 90% de las desigualdades inter-regionales en España¹¹.

Los buenos resultados cosechados por las áreas NUTS 1 quedan reforzados si se procede a examinar el grado de ajuste de los *ejes económicos* (siete grupos) y las *áreas geoeconómicas* (diez grupos). En el primer caso, la capacidad explicativa es significativamente menor que la obtenida para las NUTS 1, con un número idéntico de grupos. Los resultados comparativos son peores en el caso de las áreas geoeconómicas, donde tras considerar un número superior de grupos se incurre en un error de agregación incluso superior. La observación adicional del valor del Índice de Polarización Generalizada no hace sino confirmar la evidencia anterior. Su utilización estricta llevaría incluso a preferir generalmente las agregaciones NUTS 1 a las CCAA, dado que combinan un reducido error con el manejo de un limitado número de grupos. En todo caso, podría esgrimirse que los ejes y las áreas geoeconómicas están más diseñados para contemplar patrones de crecimiento homogéneos que niveles de renta. No obstante, si aceptamos que esto es así, habríamos de haber verificado un incremento en la precisión de ambas agregaciones en el tiempo, que a tenor de los resultados no parece muy relevante¹².

Adicionalmente, tiene interés evaluar los resultados procedentes de agrupaciones óptimas, en nuestro caso construidas a través de la aplicación de un algoritmo que minimiza las diferencias de renta entre observaciones pertenecientes a cada uno de los grupos. En particular, si tomamos los datos procedentes de dos grupos se produciría un

¹¹ Nótese que, entre otras implicaciones, esta evidencia abonaría la hipótesis de que las zonas NUTS 1 podrían convertirse en base para delinear estrategias nacionales de política regional.

¹² Con todo, no queremos transmitir el mensaje de que las agregaciones tipo ejes económicos o áreas geoeconómicas hayan de ser globalmente rechazadas en términos analíticos. Nuestro argumento se

error de agregación superior al 20%, que dado el método de conformación de éstos parece bastante elevado¹³. Si pasamos a tres grupos el error desciende de forma significativa y se sitúa en el 11%, un 6% en el caso en que se permitan cuatro grupos. A tenor del valor que emerge de la aplicación del índice de polarización parece que la agrupación elegida sería la de tres grupos, puesto que combina un número muy reducido de grupos con un error de agregación poco importante. No obstante, estos resultados no eluden la aparición de un contenido espacial en las agrupaciones endógenas. Por ejemplo, en el grupo de renta baja (caso tres grupos) aparecen mayoritariamente provincias situadas en el Sur y Centro de España, a excepción de Madrid, que como es sabido goza de la excepcionalidad asociada al factor capitalidad y en el grupo de renta alta gozan de una posición privilegiada las provincias mediterráneas del Norte^{14 15}.

Cuadro 1: Análisis Agrupaciones Provinciales, 1995

	G	G _s	(G- G _s)/G	IPG(β=0.5)	IPG(β=1)	IPG(β=1.5)
<i>Grupos Exógenos</i>						
Nuts 1 (n = 7)	0.1327	0.1130	15%	0.0838	0.0739	0.0641
Ejes (n = 7)	0.1327	0.1044	21%	0.0734	0.0592	0.0451
Geonómicas (n = 10)	0.1327	0.1105	17%	0.0679	0.0568	0.0457
CCAA (n = 17)	0.1327	0.1265	5%	0.0754	0.0724	0.0693
<i>Grupos Endógenos</i>						
n = 2	0.1327	0.1032	22%	0.1312	0.1165	0.1018
n = 3	0.1327	0.1185	11%	0.1303	0.1232	0.1162
n = 4	0.1327	0.1250	6%	0.1231	0.1192	0.1154
n = 6	0.1327	0.1286	3%	0.1044	0.1023	0.1003

reduce a indicar que si analizamos las agregaciones en base al grado de ajuste sobre la distribución de la renta provincial y el número de grupos considerado las áreas NUTS parecen una opción superior.

¹³ Sería fácil demostrar que la delimitación óptima para el caso de dos grupos coincidiría con la utilización la propia renta media global como umbral de separación de los grupos.

¹⁴ Para el año 1995 las provincias integrantes de cada uno de los tres grupos serían las siguientes:

Grupo renta baja: Badajoz, Granada, Jaén, Córdoba, Cuenca, Albacete, Zamora, Cádiz, Sevilla, Lugo, Ciudad Real, Orense, Almería, Cáceres, Ávila, Málaga, León, Huelva y Toledo;

Grupo renta media: Soria, Coruña, Murcia, Pontevedra, Salamanca, Asturias, Segovia, Palencia, Alicante, Tenerife, Cantabria, Teruel, Palmas, Huesca, Valladolid, Valencia, Burgos, Guipúzcoa y Lérida.

Grupo renta alta: Guadalajara, Zaragoza, Castellón, Vizcaya, Tarragona, Rioja, Madrid, Barcelona, Gerona, Álava y Baleares.

Detalles adicionales disponibles ante cualquier petición.

¹⁵ Nótese que los valores producidos por el Índice de Polarización Generalizada para las agrupaciones endógenas, en cualquiera de los formatos, son claramente superiores a los emergidos tras el empleo de las agrupaciones informales. Este resultado es razonable dado como han sido construidas las primeras. Dicho esto, habría que señalar que dada la distinta naturaleza de unas y otras parece conveniente segmentar el uso del IPG en función de la naturaleza de las agregaciones.

Notas: * n es el número de grupos

* Los IPG toman, en todos los casos, un valor del parámetro α igual a 1.5.

Cuadro 2: Análisis Agrupaciones Provinciales, 1975

	G	G _s	(G- G _s)/G	IPG($\beta=0.5$)	IPG($\beta=1$)	IPG($\beta=1.5$)
<i>Grupos Exógenos</i>						
Nuts 1 (n = 7)	0.1548	0.1298	16%	0.0928	0.0802	0.0677
Ejes (n = 7)	0.1548	0.1199	23%	0.0816	0.0641	0.0466
Geonómicas (n = 10)	0.1548	0.1289	17%	0.0780	0.0650	0.0521
CCAA (n = 17)	0.1548	0.1460	6%	0.0843	0.0799	0.0754
<i>Grupos Endógenos</i>						
n = 2	0.1548	0.1164	25%	0.1455	0.1263	0.1071
n = 3	0.1548	0.1401	10%	0.1549	0.1476	0.1402
n = 4	0.1548	0.1420	8%	0.1361	0.1296	0.1232
n = 6	0.1548	0.1523	2%	0.1232	0.1220	0.1207

Notas: * n es el número de grupos

* Los IPG toman, en todos los casos, un valor del parámetro α igual a 1.5.

Cuadro 3: Análisis Agrupaciones Provinciales, 1955

	G	G _s	(G- G _s)/G	IPG($\beta=0.5$)	IPG($\beta=1$)	IPG($\beta=1.5$)
<i>Grupos Exógenos</i>						
Nuts 1 (n = 7)	0.2404	0.2039	15%	0.1459	0.1277	0.1095
Ejes (n = 7)	0.2404	0.1849	23%	0.1223	0.0946	0.0668
Geonómicas (n = 10)	0.2404	0.2038	15%	0.1210	0.1028	0.0845
CCAA (n = 17)	0.2404	0.2229	7%	0.1213	0.1125	0.1038
<i>Grupos Endógenos</i>						
n = 2	0.2404	0.1819	24%	0.2261	0.1968	0.1677
n = 3	0.2404	0.2170	10%	0.2374	0.2256	0.2140
n = 4	0.2404	0.2275	5%	0.2186	0.2122	0.2057
n = 6	0.2404	0.2359	2%	0.1909	0.1888	0.1865

Notas: * n es el número de grupos

* Los IPG toman, en todos los casos, un valor del parámetro α igual a 1.5.

4. Consideraciones finales

Esta nota ha revisado el atractivo subyacente a diversas agregaciones provinciales señaladas en la literatura. En particular, se ha explorado el atractivo asociado a la utilización de las CCAA, las zonas NUTS 1 de Eurostat, las áreas geonómicas señaladas por ALCAIDE (2002), los ejes económicos utilizados por VILLAVERDE y PÉREZ (1996) y una serie agrupaciones endógenas emergidas tras exigir la minimización de los errores de agregación (desigualdades intra-grupos). Como criterio básico para analizar de forma comparada las agregaciones se ha propuesto utilizar los errores de agregación, cuantificados a través de la diferencia entre el coeficiente de Gini original y el simplificado. No obstante, y puesto que éste, llevado al extremo, apuntaría a preferir agregaciones con un número muy elevado de grupos se propone utilizar complementariamente los Índices de Polarización Generalizada (ESTEBAN (2000), si es el caso.

Creemos haber proporcionado evidencia, en primer lugar, en favor de la relevancia explicativa de factores espaciales en el conocimiento de las desigualdades interprovinciales. En particular, la estructuración espacial asociada a las divisiones NUTS 1 ha emergido como muy atractiva, dado que combinan un error de agregación reducido con el uso de un número limitado de agrupaciones (seis). Por otro lado, las agrupación endógena preferible parecería ser la conformada por tres grupos de provincias, de renta baja, media y alta, en la que el error de agregación no superaría el 10%. En todo caso, dichas agrupaciones no excluyen poseer un cierto componente espacial.

Bibliografía

- AGHEVLI, B.B. y F. MEHRAN (1981), "Optimal Grouping of Income Distribution Data", *Journal of the American Statistical Association*, Nº 76, pp. 22-26.
- ALCAIDE, J. (2002), "Delimitación y Análisis de las Áreas Geoeconómicas españolas. Años 1995-2000", *Papeles de Economía Española*, Nº 93, pp 246-261.
- BARRO, R. y X. SALA-i-MARTIN (1992), "Convergence", *Journal of Political Economy*, Nº 2, pp. 223-251.
- DAVIES, J.B. y A. SHORROCKS (1989), "Optimal Grouping of Income and Wealth Data", *Journal of Econometrics*, Nº 42, pp. 97-108.
- DURO, J.A. (2003), "La descomposición de la desigualdad en rentas per cápita por factores multiplicativos a través del índice de Theil: una revisión metodológica e ilustración para las provincias españolas", próxima publicación en *Revista de Estudios Regionales*.
- ESTEBAN, J. (2000), "Un Análisis de la Polarización de la Renta Provincial eb España, 1955-1993", *Moneda y Crédito*, pp. 11-50.
- ESTEBAN, J, 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 a Maza.
- GOERLICH, F. (1999), "Dinámica de la distribución de la renta, 1955-1995: un enfoque desde la óptica de la desigualdad", *Revista de Estudios Regionales*, Nº 53, pp. 63-95.
- THEIL, H. (1967), *Economics and Information Theory*, Elsevier/North Holland, New York.
- VILLAVERDE, J. (1996), "Desigualdades Provinciales en España, 1955-1991", *Revista de Estudios Regionales*, Nº 45, pp. 89-108.
- VILLAVERDE, J. y P. PÉREZ (1996), "Los ejes de crecimiento de la economía española", *Papeles de Economía Española*, Nº 67, pp. 63-80.
- VILLAVERDE, J. y B. SÁNCHEZ-ROBLES (1998), "Disparidades provinciales y clubes de convergencia en España", *Revista de Estudios Regionales*, Nº 52, pp. 177-199.

Últims documents de treball publicats

NUM	TÍTOL	AUTOR	DATA
04.02	Análisis de agrupaciones provinciales a partir del enfoque de desigualdad y polarización: una nota	Juan Antonio Duro	Març 2004
04.01	Producción, empleo y eficiencia productiva de la empresa española	Oriol Roca Segalés, Hector Sala Lorda.	Gener 2004
03.10	Subjective Income Expectations, Canonical Models and Income Risk	Xavier Ramos, Christian Schluter.	Desembre 2003
03.09	Es Barcelona una ciudad policéntrica ?	Ivan Muñiz, Anna Galindo, Miguel Angel Garcia.	Desembre 2003
03.08	Does persistence of social exclusion exist in Spain?	Ambra Poggi.	Octubre 2003
03.07	Relating Severe Poverty and Chronic Poverty	Shahin Yaqub	Juny 2003
03.06	Regional decomposition of CO2 emissions in the world: a cluster analysis	Vicent Alcántara, Rosa Duarte, Teresa Obis	Abril 2003
03.05	On the regional impact of public capital formation in Spain	Alfredo Marvao Pereira i Oriol roca Sagalés	Abril 2003
03.04	Demand and revenue implications of an integrated public transport policy. The case of Madrid	Anna Matas	Març 2003
03.01	Eficacia y eficiencia de los subsidios asistenciales en la lucha contra la pobreza en España: Una valoración a partir de EspaSim	Horacio Levy, Magda Mercader	Març 2003
03.03	Barcelona, Metropolis policentrica en red	Joan Trullén i Rafael Boix	Febrer 2003
03.02	Factor decomposition of spatial income inequality: a revision	Juan Antonio Duro	Febrer 2003
02.11	Long-run Inflation-Unemployment Dynamics: The Spanish Phillips Curve and Economic Policy	Marika Karanassou, Hector Sala, Dennis J. Snower	Novembre 2002
02.10	Spillover effects of public capital formation : evidence from the Spanish regions	Oriol Roca-Sagales, Alfredo Pereira.	Setembre 2002
02.09	Cubic spline population density functions and subcentre delimitation. The case of Barcelona	Ivan Muñiz, Anna Galindo and Miguel Ángel Garcia	Maig 2002