

## Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000

Luis Ayala Cañón<sup>a</sup>, Antonio Jurado Málaga<sup>b</sup>, Francisco Pedraja Chaparro<sup>c</sup>

**RESUMEN:** El principal objetivo de este trabajo es evaluar los cambios en las diferencias en los niveles de desigualdad y bienestar entre las Comunidades Autónomas españolas, tomando como referencia un extenso intervalo temporal (1973-2000). Utilizando los microdatos de las EPFs estructurales (1973, 1980 y 1990) y la ECPF-2000 longitudinal anualizada, se analizan las diferencias y evolución de la desigualdad dentro de cada territorio, se examinan los cambios en la estructura de la desigualdad, se estudia el proceso de convergencia, y se desarrollan funciones abreviadas de bienestar para cada región que permiten analizar las diferencias y su evolución durante ese periodo.

**Clasificación JEL:** D31, D63, I31.

**Palabras clave:** distribución de la renta, desigualdad, bienestar, Comunidades Autónomas.

### **Inequality and well-being in income distribution, 1973-2000**

**ABSTRACT:** This paper aims to present an assessment of changes in inequality and well-being differences across the Spanish regions in a wide time period (1973-2000). Using the basic Family Budget Surveys and the longitudinal-yearly Family Budget Continuous Survey 2000, we analyze inequality differences and trends, the changes in the structure of inequality and the convergence process. We also use abbreviated social welfare functions in order to capture regional differences and their changes over time.

**JEL classification:** D31, D63, I31.

**Key words:** Income distribution, Inequality, welfare, regions.

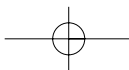
<sup>a</sup> Universidad Rey Juan Carlos. Instituto de Estudios Fiscales.

<sup>b</sup> Universidad de Extremadura.

<sup>c</sup> Universidad de Extremadura.

Dirección para correspondencia: Francisco Pedraja Chaparro. E-mail: [pedraja@unex.es](mailto:pedraja@unex.es)

Recibido: 13 de abril de 2005 / Aceptado: 10 de febrero de 2006.



## 1. Introducción

De las diferentes perspectivas que conforman el análisis distributivo, una de las más orilladas por las corrientes principales de investigación es el estudio de la distribución intraterritorial de la renta personal. La yuxtaposición de abundantes factores de cambio en la formación del proceso distributivo regional, las dificultades teóricas para integrar en un mismo marco de análisis las relaciones y contradicciones entre la distribución personal y territorial de la renta y la carencia de bases de datos con información suficientemente representativa de la diversidad de experiencias territoriales han causado, entre otras razones, que, tradicionalmente, se haya dedicado a la distribución intraterritorial una atención relativamente menor que a otras dimensiones de la desigualdad.

En el caso español son varias, sin embargo, las razones que justifican el estudio detallado de las diferencias en la distribución de la renta entre las diferentes áreas geográficas. En primer lugar, la articulación territorial del Estado español constituye una de las claves fundamentales del actual modelo de organización económica y social, ocupando sus resultados y posibles reformas un papel central en el debate público. En segundo lugar, los avances en el proceso de descentralización de las funciones del gobierno central hacia las Comunidades Autónomas se han traducido en una creciente descentralización de algunos de los instrumentos redistributivos más relevantes, como la sanidad, la educación o las políticas de vivienda. Parece necesario contar con un retrato preciso de los resultados en términos de bienestar social de dicho proceso. En tercer lugar, existe una abundante evidencia empírica sobre el truncamiento en la última década de la tendencia a la reducción de las diferencias económicas regionales, aproximadas a partir del Valor Añadido Bruto *per capita*. Frente al intenso proceso de convergencia regional que tuvo lugar en la década de los años sesenta y setenta, las diferencias entre las Comunidades Autónomas aumentaron en la primera mitad de los años ochenta, para moderarse en los años posteriores y volver a aumentar de manera apreciable desde mediados de los noventa<sup>1</sup>. Parece lógico plantearse también si la evolución de las diferencias de los niveles de desigualdad dentro de cada Comunidad Autónoma ha seguido ese mismo patrón.

Cabe citar también la importancia cobrada por las políticas supranacionales dirigidas a la mejora de los niveles de renta de las regiones más pobres. La llegada de grandes transferencias procedentes de los Fondos Europeos de desarrollo regional debería haber servido, a priori, para mitigar la dispersión en las diferencias de bienestar entre las Comunidades Autónomas. Existe, por último, una creciente literatura teórica y empírica para otros países que hace descansar en la perspectiva territorial una parte importante de la explicación de los cambios en la desigualdad y las tendencias en los niveles de bienestar<sup>2</sup>. En el caso español, la excesiva distancia en el tiempo de las fechas de publicación de la Encuesta de Presupuestos Familiares y la ausencia de infor-

<sup>1</sup> Son varios los estudios que corroboran el cambio de tendencia en la convergencia regional. Entre otros, Cuadrado *et al.* (1998), Mella (1998), Villaverde (1999), Raymond (2002) y Goerlich *et al.* (2002).

<sup>2</sup> Sin ánimo de exhaustividad, véase, entre otros, Bishop *et al.* (1994), Moffitt y Gottschalk (2002) y Heshmati (2004).

mación suficientemente representativa a nivel territorial en las Encuestas Continuas han impedido, tradicionalmente, la profundización en los factores determinantes del proceso distributivo a escala regional.

El objetivo de este trabajo es evaluar los cambios en las diferencias en los niveles de desigualdad y bienestar entre las Comunidades Autónomas españolas, tomando como referencia un extenso intervalo temporal. Para ello se estima una amplia batería de indicadores de desigualdad y bienestar a partir de la información de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1973/74, 1980/81, 1990/91 y la nueva Encuesta Continua correspondiente al año 2000 (fichero longitudinal anualizado por el INE). La consideración de una perspectiva temporal tan amplia permite plantear el estudio de la evolución de las diferencias entre las Comunidades Autónomas mediante el análisis de convergencia, utilizando, para ello, el instrumental procedente de las teorías del crecimiento económico. Adicionalmente, mediante diferentes ejercicios de descomposición, el trabajo trata de contrastar la existencia de posibles cambios en el tiempo en la estructura de la desigualdad.

La estructura del trabajo es como sigue. En un primer apartado se describen los datos y las principales decisiones metodológicas adoptadas. En el segundo apartado se analizan las diferencias en los niveles de desigualdad dentro de cada Comunidad Autónoma y se evalúan sus cambios en el tiempo, así como los cambios en la estructura de la desigualdad mediante un ejercicio de descomposición que utiliza como partición de la población las diferentes Comunidades Autónomas. En el siguiente apartado se contrasta si los cambios en el tiempo en las desigualdades internas han dado lugar o no a un proceso de convergencia. En el cuarto apartado se analizan las principales diferencias en los niveles de bienestar a partir de la estimación de un conjunto de funciones abreviadas de bienestar social. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

## **2. Datos y decisiones metodológicas**

### **2.1. La información territorial en las Encuestas de Presupuestos Familiares**

El estudio de la distribución intraterritorial de la renta se ha realizado tradicionalmente en España a partir de los microdatos de las Encuestas de Presupuestos Familiares. Las encuestas realizadas con carácter casi decenal entre 1973/74 y 1990/91 ofrecían información con suficiente desagregación territorial por Comunidades Autónomas, con la posibilidad, aunque condicionada por la caída en la representatividad de la muestra, de extender el análisis a escala provincial.

En un trabajo pionero, Ruiz-Castillo (1987), utilizando tanto los datos de renta como de consumo de los hogares españoles, trazó un primer patrón de la desigualdad dentro de cada región con la EPF 1980/81. Sus resultados revelaban una desigualdad relativa considerablemente mayor en algunas Comunidades Autónomas (Andalucía, Canarias, Cantabria y Extremadura) que en otras (La Rioja, País Vasco, Navarra y Cataluña). Centrados en el ámbito de la pobreza, los trabajos del Grupo de Economía

del Bienestar de la Universidad de Málaga sirvieron también para trazar un primer mapa de la pobreza en el territorio español, tomando como unidad de referencia provincias en lugar de regiones<sup>3</sup>. Martín-Guzmán *et al.* (1996) extendieron trabajos anteriores (Bosch *et al.*, 1989, Martín Reyes *et al.*, 1989, y García Lizana y Martín Reyes, 1994) explotando las EPFs de 1973/74, 1980/81 y 1990/91. Sus resultados mostraban un patrón de desigualdad por CC.AA. muy similar en las tres décadas al encontrado por Ruiz-Castillo (1987), con escasos cambios en los indicadores regionales entre 1973/74 y 1980/81 y un descenso considerable, casi unánime, entre 1980/81 y 1990/91. En una línea similar, pero tomando las provincias como unidad de referencia, Goerlich y Mas (2001) analizaron el alcance de las diferencias en la desigualdad de la renta intraprovincial, encontrando cierto proceso de convergencia entre 1973 y 1990. Goerlich *et al.* (2002) utilizan la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares de 1999, encontrando un aumento generalizado de la desigualdad dentro de cada región en los años noventa

Aparte de los estudios citados, de carácter general, han sido varios también los que, desde diversas perspectivas, han tratado de analizar los cambios en la distribución intraterritorial de la renta durante los años ochenta utilizando las Encuestas de Presupuestos Familiares<sup>4</sup>. Las posibilidades de ampliación del cuadro de resultados incorporando lo sucedido durante la década siguiente se vieron truncadas, sin embargo, por la desaparición de la Encuesta de Presupuestos Familiares. La decisión de no elaborar una nueva encuesta de carácter decenal impuso un severo límite en el análisis a largo plazo del proceso distributivo en España, obligando a la búsqueda de otras fuentes para tratar de reconstruir sus cambios en el tiempo.

La única fuente con información territorial en el ámbito autonómico sobre los ingresos y gastos de los hogares es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Dicha encuesta, que comenzó a elaborarse a mediados de los años ochenta, sufrió un importante cambio metodológico a partir de 1997. Entre otras consecuencias, la muestra trimestral, que hasta entonces no resultaba representativa a nivel autonómico, se amplió hasta 8.000 hogares. El carácter de panel rotatorio permite anualizar la encuesta, llegando hasta cerca de 10.000 observaciones. Este número, aunque más que triplica el de la anterior Encuesta Continua, resulta considerablemente inferior al de las EPFs decenales. Ello podría plantear algunos problemas de homogeneidad en las comparaciones intertemporales<sup>5</sup>.

Si se compara el tamaño muestral de la última Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (1990/91) con el de la nueva Encuesta Continua se aprecia una reducción ligeramente superior a algo más de la mitad del número de observaciones (cuadro 1).

<sup>3</sup> Véase García Lizana *et al.* (1989), Martín Reyes, García Lizana y Fernández Morales (1989) y García Lizana y Martín Reyes (1994).

<sup>4</sup> Ruiz-Huerta *et al.* (1995), por ejemplo, trataron de analizar las relaciones entre la corrección de las desigualdades en la distribución personal de la renta y los cambios en la distribución espacial. Gradín (2000) utiliza, entre otros criterios, la dimensión regional para evaluar el grado de polarización en la distribución de la renta en España.

<sup>5</sup> Algunos estudios han utilizado ya la nueva ECPF para el análisis de la distribución intraterritorial de la renta, aunque con opciones metodológicas diferentes de las utilizadas en este estudio (Goerlich *et al.*, 2002).

Por lógica estadística, la reducción es proporcionalmente inferior en las Comunidades con menor población. El nuevo diseño de la muestra atiende también a los cambios registrados en el tipo de asentamientos urbanos, con una aceleración a lo largo de la década de las migraciones intra-regionales hacia zonas urbanas (Bover y Arellano, 2002). En algunos casos, la muestra es muy similar a la de la EPF-90 (Asturias) o, incluso, superior (Madrid).

**Cuadro 1.** Tamaño muestral, ingreso y gasto medio relativo

	1973/74			1980/81			1990/91			2000		
	Obsv.	Ingr. medio	Gasto medio	Obsv.	Ingr. medio	Gasto medio	Obsv.	Ingr. medio	Gasto medio	Obsv.	Ingr. medio	Gasto medio
Andalucía	4.486	79,6	80,4	4414	80,2	86,4	3674	84,4	86,9	1164	87,1	88,6
Aragón	1.221	102,7	98,8	1301	99,8	101,1	1.105	100,7	91,6	479	98,6	102,2
Asturias	728	98,2	94,4	691	104,9	93,5	443	102,8	105,4	433	106,6	102,1
Baleares	455	110,9	96,6	478	105,2	106,9	429	108,0	104,2	357	107,9	100,8
Canarias	942	99,8	105,7	866	84,3	88,9	772	87,1	92,0	463	89,2	92,3
Cantabria	479	98,6	115,3	528	108,1	120,1	362	100,7	96,6	218	98,0	116,0
Castilla y León	2.856	82,6	80,3	3340	90,2	90,4	3.162	94,3	88,4	718	92,7	84,8
Castilla-La Mancha	1.804	75,8	76,9	1805	71,5	74,7	1694	86,2	86,5	479	87,7	85,9
Cataluña	2.477	124,8	118,3	2368	123,6	109,1	1.644	118,7	118,9	1.132	114,1	111,9
C. Valenciana	1.912	93,2	95,3	1768	98,8	100,7	1706	95,4	90,0	836	99,9	94,7
Extremadura	1.027	72,8	67,1	931	64,3	68,2	830	72,1	71,9	353	74,5	71,9
Galicia	1.727	78,1	82,9	1.580	81,2	90,3	1739	93,2	92,8	736	90,1	96,8
Madrid	1.421	129,9	136,6	1.269	126,7	125,8	764	114,6	121,2	808	117,2	117,6
Murcia	564	83,7	79,6	456	81,9	93,7	526	91,9	93,2	367	82,8	99,7
Navarra	398	104,4	110,4	364	119,3	123,0	367	108,6	124,2	225	113,0	110,3
País Vasco	1.322	123,9	123,6	1.204	116,4	117,5	1.360	113,5	111,2	500	109,7	113,7
Rioja	332	101,4	101,9	344	96,8	97,1	357	117,8	94,9	241	96,0	103,2
ESPAÑA	24.151	100,0	100,0	23.971	100,0	100,0	21.155	100,0	100,0	9.631	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91* y *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 2000*.

Una sencilla aproximación a los problemas que podría suscitar la comparación de encuestas con una muestra diferente puede consistir en atender a las diferencias en las ordenaciones de las Comunidades Autónomas según sus ingresos o gastos relativos. El cuadro que se desprende de la nueva Encuesta Continua no ofrece grandes discontinuidades respecto a lo que ya mostraban las anteriores Encuestas de Presupuestos Familiares. La ordenación de las respectivas regiones no difiere, además, de la que resulta de otras fuentes que también ofrecen datos de la renta familiar disponible en cada Comunidad Autónoma.

Por otra parte, las diferencias en la posición de cada Comunidad Autónoma respecto a la media nacional en renta y gasto medio, si fueran anormalmente grandes respecto a los resultados de las encuestas básicas, podrían ser indicativas de posibles

10 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

anomalías en la información de la nueva ECPF por causa del tamaño muestral. Esos diferenciales no son mayores, sin embargo, en la ECPF-2000 que en las otras encuestas. Incluso en los casos de las regiones con muestras más pequeñas, como Cantabria, Navarra y La Rioja, no se aprecian grandes cambios en las diferencias en la posición según los ingresos o los gastos, destacando, en todo caso, una mayor ruptura del patrón temporal en la EPF 1990/91 respecto a las encuestas anteriores que en la nueva ECPF. Las posibles estimaciones de la distribución de la renta dentro de cada región deben interpretarse, en cualquier caso, con suficientes cautelas. Pese a la aparente robustez de los indicadores medios agregados, la comparación en el tiempo de los indicadores de desigualdad podría estar afectada por las diferencias en el número de observaciones. Parece aconsejable, por ello, complementar las interpretaciones de carácter absoluto con la elaboración de comparaciones relativas. Bajo el restrictivo supuesto de que cada encuesta reproduce de una manera proporcional los problemas de representatividad estadística de cada región, la utilización de diferencias respecto a la media podría contribuir a solventar parcialmente los problemas citados.

## 2.2. Opciones metodológicas

Como en cualquier ejercicio de medición de los resultados distributivos, las opciones metodológicas que se plantean para una medición adecuada de la distribución intraterritorial de la renta pasan por una elección correcta de la variable de referencia, el tratamiento homogéneo de hogares con tamaños y características diferentes y la selección de un sistema robusto de indicadores de desigualdad.

La elección de la *variable de referencia* se plantea como disyuntiva sobre la decisión de si es el gasto o la renta de los hogares el indicador más representativo de su bienestar. Siendo un tema recurrente en el análisis distributivo, adquiere una connotación especial cuando a éste se le añade la dimensión espacial. El estudio desagregado de la desigualdad por particiones de la población ha mostrado, tradicionalmente, una notable sensibilidad de las ordenaciones en términos de bienestar de cada territorio a la variable escogida. El hecho, por ejemplo, de que las personas mayores muestren, generalmente, tasas de pobreza más elevadas con gasto que con renta, sobre el que influye, fundamentalmente, una mayor aversión al riesgo, hace que optar por el gasto pueda penalizar a aquellas Comunidades Autónomas con un mayor envejecimiento de la población. La conocida subestimación de los ingresos, sin embargo, resulta especialmente acusada en las Comunidades de menor tamaño, en la medida en que las carencias muestrales alimentan especialmente en estas zonas los problemas de recogida adecuada de las rentas de los hogares. No obstante, como se señaló, las diferencias en la situación relativa de cada Comunidad Autónoma según se consideren sus gastos o ingresos medios no parecen ser especialmente acusadas en las Comunidades con menor número de habitantes y mayores problemas aparentes de representatividad muestral.

Siendo notables los límites de las dos opciones cabe relacionarlos, sin embargo, con los fines últimos de cada análisis distributivo y, concretamente, con sus bases teóricas. En un contexto de creciente descentralización de los principales servicios de bienestar social, parece lógico plantear el análisis de la distribución de la renta desde

la perspectiva espacial tomando en consideración la idea de un nivel mínimo de recursos en cada territorio, lo que evoca en cualquier ejercicio de contraste empírico de la pobreza o la desigualdad un vínculo entre los ingresos y la idea de una cuantía mínima de recursos como requisito necesario, aunque no suficiente, para el bienestar social (Atkinson, 1989). No obstante, la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares ofrece una información limitada sobre los ingresos, sin posibilidad —hasta el momento— de desagregación por fuentes, con algunos problemas de calidad. Al tradicional problema de subestimación de los ingresos, habitual en las encuestas de presupuestos familiares, se añade en el caso de la nueva ECPF la forma de recogida de los datos. Los entrevistados pueden consignar, alternativamente, su cifra de ingresos o situarlos dentro de un intervalo. El INE realiza imputaciones para corregir el posible sesgo que la segunda opción impone, si bien es improbable su completa eliminación. Caben dudas, en cualquier caso, sobre si estos límites, de naturaleza estadística, son más relevantes que la inevitable influencia de los estilos de vida en las pautas de gasto de los hogares. Con las necesarias cautelas, en los ejercicios empíricos se opta por considerar los ingresos, si bien los resultados se someten a análisis de sensibilidad con las cifras de gasto.

La elección de los ingresos no cierra el mapa de alternativas. El INE ofrece tanto la información directa de las encuestas trimestrales como ficheros longitudinales anuales, contruidos con la información que proporcionan aquéllas. En este trabajo optamos por el uso de los datos anualizados. Aunque existe alguna desventaja, como la eliminación de algunas observaciones en la construcción del fichero longitudinal, los cálculos realizados con las encuestas trimestrales presentan secuencias temporales de los indicadores de desigualdad muy inestables. Se añade, además, la gran ventaja de la similitud estructural con las encuestas básicas anteriores. Las primeras estimaciones que tratan de compilar las distintas fuentes con ingresos de los hogares parecen revelar una notable similitud con los resultados que se obtenían de las anteriores Encuestas Continuas, más que con las Encuestas Básicas de Presupuestos o el Panel de Hogares de la Unión Europea (Ayala *et al.*, 2004). Las estimaciones de la pobreza severa, por ejemplo, ofrecen indicadores muy inferiores a los del PHOGUE<sup>6</sup>.

La variable que se tomará como base para el análisis es el ingreso neto total monetario del hogar, sin incluir, por tanto, salarios en especie o alquileres imputados. Los cálculos con la variable de gasto también excluyen esos componentes no monetarios y el autoconsumo. El ajuste de los ingresos de los hogares en cada territorio teniendo en cuenta las diferentes necesidades de cada tipo de hogar obliga a la utilización de *escalas de equivalencia*. En el trabajo utilizamos las tres más habituales: OCDE, OCDE modificada y una escala paramétrica, aunque para simplificar nos centraremos en esta última (en tablas anexas pueden verse resultados con las otras escalas)<sup>7</sup>. Siguiendo la metodología propuesta por Buhmann *et al.* (1988), que com-

<sup>6</sup> Nuestra propia elaboración de cálculos preliminares para este trabajo muestra también importantes diferencias en las ordenaciones de las Comunidades Autónomas por niveles de desigualdad interna según se considere el PHOGUE o la ECPF.

<sup>7</sup> Para un conocimiento más exhaustivo del origen de estos conceptos de escalas de equivalencia y su relación con los temas de desigualdad puede consultarse Jenkins (2000).



12 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

puta el número de adultos equivalentes elevando el tamaño del hogar a un parámetro comprendido entre 0 y 1:

$$e_h = n_h^\phi, \quad 0 \leq \phi \leq 1.$$

En nuestras estimaciones utilizaremos  $\phi = 0,5$ .

La última decisión metodológica atañe a la utilización de *indicadores* de desigualdad que permitan obtener un cuadro general de resultados del proceso distributivo en cada Comunidad Autónoma. Dada la conocida sensibilidad a los indicadores escogidos, afectados por diferentes juicios de valor, estimamos una batería amplia de indicadores, que incluye el índice de Gini, la familia de índices de entropía generalizada y el índice de Atkinson con diversos parámetros de aversión a la desigualdad:

$$\begin{aligned} \text{Gini} &= [1/(2n^2\mu)] \sum_i^n \sum_j^n |y_i - y_j| \\ \text{GE}(c) &= (1/c(c-1)) \{[(1/n) \sum_i^n (y_i/\mu)^c] - 1\} & c \neq 0, c \neq 1 \\ \text{GE}(1) &= (1/n) \sum_i^n (y_i/\mu) \log(y_i/\mu), & c = 1 \\ \text{GE}(0) &= (1/n) \sum \log(\mu/y_i), & c = 0 \\ \text{Atk}(e) &= 1 - [(1/n) \sum_i^n (y_i/\mu)^{1-e}]^{1/(1-e)} & e \geq 0, e \neq 1 \\ \text{Atk}(e) &= 1 - \exp[(1/n) \sum_i^n \text{Ln}(y_i/\mu)^e] & e = 1 \end{aligned}$$

donde  $y_i$  representa la renta equivalente correspondiente a cada individuo  $i = 1 \dots n$ ,  $y_j$  la renta del siguiente individuo, y  $\mu$  la renta media de la población. Como es conocido, los índices de Theil se basan en la pérdida de entropía derivada de que la distribución no sea perfectamente igualitaria, con la posibilidad de ir asignando diferente peso a los desplazamientos de renta. Al tratarse de índices aditivamente descomponibles, recurriremos a su uso en el estudio de las fuentes de la desigualdad. Por su parte, la familia de índices de Atkinson permite la incorporación de juicios de aversión a la desigualdad, cuya implementación resultará especialmente necesaria en la construcción de las funciones de bienestar social de cada territorio.

### 3. La desigualdad en la distribución intraterritorial de la renta

La aplicación de la amplia batería de indicadores propuesta en el apartado anterior a los datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares permite obtener una visión relativamente actualizada de las diferencias en los resultados distributivos dentro de cada Comunidad Autónoma. Con los límites señalados, los indicadores estimados podrían servir para reconstruir la serie sobre distribución intraterritorial de la renta incluyendo la década de los noventa.

La estimación de las desigualdades internas para el año 2000, aproximadas por el índice de Gini, ofrece un cuadro bastante heterogéneo de realidades territoriales (cuadro 2). Un grupo de Comunidades Autónomas destaca por presentar niveles de desigualdad considerablemente inferiores al conjunto nacional. En él se incluirían Navarra, País Vasco, Murcia y Castilla-La Mancha. En otras regiones, por el contrario, el



proceso distributivo interno ha resultado en niveles de desigualdad que superan el promedio nacional. Se trata de regiones como Andalucía, Canarias, Cantabria y Madrid. No obstante, salvo en el caso de Andalucía, los indicadores son sólo ligeramente más elevados que los del conjunto español.

Una primera inferencia a partir de los niveles estimados de desigualdad en las diferentes zonas del territorio es la ausencia aparente de un vínculo estrecho entre el nivel medio de renta y la concentración de su reparto. Tanto en el grupo con mayor equidistribución como en aquél en el que la dispersión de las rentas es mayor conviven Comunidades Autónomas en posiciones muy diferentes en el ranking nacional por niveles de renta media.

La realización de comparaciones, sin embargo, debe someterse a las cautelas que necesariamente imponen las características de la base de datos. Como se señaló, los problemas de desagregación muestral pueden introducir algunos sesgos, tanto en los niveles de los índices como en la ordenación consiguiente de las respectivas Comunidades Autónomas. La estimación de los niveles de confianza y los errores estándar de los respectivos índices regionales revela, de hecho, la presencia de importantes límites para la obtención de diferencias entre Comunidades Autónomas estadísticamente significativas<sup>8</sup>.

Los problemas para obtener ordenaciones robustas obligan, cuando menos, a completar el cuadro con la estimación del resto de índices propuestos. Los resultados apenas se modifican con la introducción de medidas alternativas de la desigualdad. Las Comunidades Autónomas más desigualitarias con el índice de Gini lo siguen siendo con el resto de indicadores. La ordenación permanece bastante estable al alterar los valores de  $c$  y, con ello, la sensibilidad de la desigualdad estimada a las diferencias entre los diferentes estratos de la distribución, o cuando se eleva —a través de  $\varepsilon$ — el grado de aversión a la desigualdad. Entre las Comunidades Autónomas con mayores niveles de desigualdad interna sólo se altera la posición de Andalucía como la región menos igualitaria —intercambiando la posición con Cantabria— al elevar el grado de aversión a ésta. Entre las Comunidades Autónomas con niveles más altos de igualdad las ordenaciones aparecen especialmente robustas, dominando Castilla-La Mancha al resto y con cambios sólo leves en la posición de Murcia, País Vasco y Navarra.

El cuadro final de resultados ofrece notables semejanzas con los obtenidos por otros autores para décadas anteriores. Según los datos de Ruiz-Castillo (1987), Cantabria, Canarias y Andalucía ya emergían a principios de los años ochenta como las regiones con una distribución intraterritorial de la renta más concentrada. En el polo opuesto se situaban, como ahora, el País Vasco y Navarra. Las principales novedades serían, por tanto, la inclusión de Madrid entre las menos igualitarias y la de Castilla-La Mancha y Murcia, sobre todo, entre las que registran un reparto de la renta más igualitario. Los casos de Murcia y Madrid pueden guardar alguna relación con los problemas de muestreo ya citados, que suelen darse con más frecuencia en las comu-

<sup>8</sup> Se ha considerado que la inclusión de los intervalos únicamente en los índices de Gini era suficiente para alertar sobre los problemas de significación estadística. Los intervalos para el resto de indicadores están disponibles para cualquier lector interesado.

14 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

**Cuadro 2.** Indicadores de desigualdad por Comunidades Autónomas. Año 2000  
(ingreso neto por adulto equivalente,  $\phi = 0,5$ )

	<i>Gini</i>	<i>Gini</i> (rela- tivo)	<i>Intervalo de</i> <i>confianza</i> ( <i>Gini</i> )*	<i>GE</i> ( <i>c = 0</i> )	<i>GE</i> ( <i>c = 1</i> )	<i>GE</i> ( <i>c = 2</i> )	<i>ATK</i> ( $\varepsilon = 1$ )	<i>ATK</i> ( $\varepsilon = 2$ )
Andalucía	0,295	104,6	0,273-0,317	0,1414	0,1518	0,1934	0,1319	0,2379
Aragón	0,279	98,9	0,315-0,243	0,1301	0,1269	0,1404	0,1220	0,2357
Asturias	0,266	94,3	0,229-0,303	0,1203	0,1208	0,1397	0,1134	0,2196
Baleares	0,258	91,5	0,215-0,301	0,1126	0,1099	0,1208	0,1065	0,2060
Canarias	0,286	101,4	0,250-0,321	0,1329	0,1324	0,1486	0,1244	0,2322
Cantabria	0,284	100,7	0,231-0,337	0,1376	0,1350	0,1542	0,1286	0,2486
Castilla y León	0,283	100,4	0,255-0,311	0,1298	0,1309	0,1486	0,1217	0,2263
Castilla-La Mancha	0,230	81,6	0,192-0,268	0,0854	0,0868	0,0964	0,0818	0,1550
Cataluña	0,265	94,0	0,241-0,289	0,1143	0,1149	0,1292	0,1080	0,2031
Com. Valenciana	0,266	94,3	0,239-0,293	0,1147	0,1152	0,1290	0,1084	0,2063
Extremadura	0,268	95,0	0,227-0,309	0,1127	0,1208	0,1439	0,1066	0,1881
Galicia	0,261	92,6	0,232-0,290	0,1102	0,1135	0,1312	0,1044	0,1941
Madrid	0,286	101,4	0,258-0,314	0,1341	0,1336	0,1505	0,1255	0,2342
Murcia	0,240	85,1	0,197-0,284	0,0941	0,0950	0,1058	0,0898	0,1711
Navarra	0,253	89,7	0,198-0,309	0,1048	0,1029	0,1113	0,0995	0,1906
País Vasco	0,246	87,2	0,208-0,284	0,0976	0,0953	0,1009	0,0930	0,1791
Rioja	0,258	91,5	0,207-0,310	0,1070	0,1091	0,1226	0,1015	0,1884
TOTAL ESPAÑA	0,282	100,0	0,280-0,297	0,1293	0,1309	0,1507	0,1213	0,2263

\* 95%.

Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, 2000*.

nidades uniprovinciales, si bien en direcciones contrapuestas. La muestra de Madrid podría estar afectada por una sobre-representación relativa, si se compara con otras encuestas, que podría producir algunos resultados diferentes de los esperados según los estudios previos.

Las diferencias, sin embargo, pueden obedecer también a los límites naturales que surgen al tratar de comparar resultados procedentes de trabajos con metodologías muy diferentes. A pesar de los problemas inevitables que supone la comparación de fuentes con tamaños muestrales diferentes, la única comparación homogénea posible pasa por replicar con las anteriores Encuestas de Presupuestos Familiares las opciones metodológicas aplicadas al caso de la ECPF-2000<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Un ejercicio similar se recoge en el trabajo de Goerlich *et al.* (2002), que utilizan la ECPF-99 para comparar la variación de la desigualdad en cada Comunidad Autónoma desde los años setenta. A diferencia de nuestros resultados, sus estimaciones muestran un aumento de la desigualdad en la mayoría de las Comunidades Autónomas desde 1990. Parte de estas diferencias podrían explicarse por la utilización de criterios metodológicos diferentes, al optar por el gasto en lugar de la renta, el año 1999 en lugar de 2000 y el gasto *per capita*, sin ajustes con escalas de equivalencia.

Los resultados de tal ejercicio aparecen en el cuadro 3. Destaca, en primer lugar, una estructura general de la desigualdad relativamente similar en las diferentes encuestas. El rango de variación no es mayor en la nueva ECPF que en las encuestas anteriores y los niveles máximos y mínimos de desigualdad son relativamente similares. Ello es compatible, no obstante, con algunos cambios en los valores de la desigualdad que aconsejan el uso de algún tipo de procedimiento estadístico para analizar si existe o no convergencia en los niveles de desigualdad.

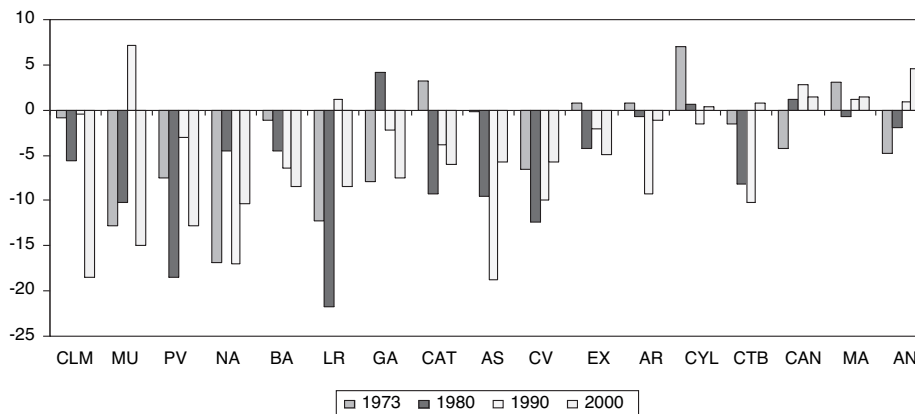
**Cuadro 3.** Indicadores de desigualdad por Comunidades Autónomas (1973-2000)  
(ingreso neto por adulto equivalente,  $\phi = 0,5$ )

	Gini								GE (c=1)							
	1973		1980		1990		2000		1973		1980		1990		2000	
Andalucía	0,336	95,2	0,326	98,0	0,319	100,9	0,295	104,6	0,194	86,4	0,186	93,5	0,191	103,7	0,152	116,0
Aragón	0,356	100,7	0,33	99,3	0,287	90,7	0,279	98,9	0,220	98,1	0,197	99,0	0,146	78,9	0,127	96,9
Asturias	0,353	99,9	0,301	90,4	0,257	81,3	0,266	94,3	0,221	98,7	0,151	76,1	0,115	62,5	0,121	92,3
Baleares	0,349	98,8	0,318	95,5	0,296	93,6	0,258	91,5	0,274	122,0	0,171	85,8	0,146	79,2	0,110	84,0
Canarias	0,338	95,7	0,336	101,1	0,326	102,9	0,286	101,4	0,200	89,3	0,204	102,6	0,177	95,8	0,132	101,1
Cantabria	0,348	98,5	0,306	91,9	0,284	89,8	0,284	100,7	0,208	92,8	0,186	93,4	0,133	72,0	0,135	103,1
C. León	0,378	107,0	0,335	100,7	0,312	98,5	0,283	100,4	0,264	117,8	0,195	97,8	0,168	91,1	0,131	100,0
C. Mancha	0,350	99,1	0,314	94,4	0,315	99,6	0,230	81,6	0,227	101,2	0,172	86,4	0,224	121,7	0,087	66,3
Cataluña	0,365	103,2	0,302	90,8	0,305	96,2	0,265	94,0	0,237	105,5	0,199	100,1	0,158	85,7	0,115	87,8
C. Valenciana	0,330	93,5	0,291	87,6	0,285	90,0	0,266	94,3	0,191	85,2	0,145	72,6	0,140	76,0	0,115	88,0
Extremadura	0,356	100,8	0,318	95,7	0,310	97,9	0,268	95,0	0,212	94,5	0,182	91,6	0,165	89,3	0,121	92,3
Galicia	0,325	92,1	0,347	104,2	0,310	97,8	0,261	92,6	0,194	86,3	0,211	106,0	0,173	94,0	0,114	86,7
Madrid	0,365	103,1	0,33	99,3	0,320	101,1	0,286	101,4	0,264	117,5	0,185	93,0	0,224	121,6	0,134	102,1
Murcia	0,308	87,2	0,299	89,8	0,339	107,1	0,240	85,1	0,172	76,6	0,148	74,4	0,223	121,1	0,095	72,6
Navarra	0,294	83,1	0,318	95,5	0,263	82,9	0,253	89,7	0,187	83,5	0,180	90,4	0,112	60,5	0,103	78,6
País Vasco	0,327	92,6	0,271	81,4	0,307	97,0	0,246	87,2	0,202	90,2	0,122	61,4	0,170	92,4	0,095	72,8
Rioja	0,310	87,8	0,26	78,3	0,320	101,2	0,258	91,5	0,191	85,2	0,109	54,9	0,191	103,4	0,109	83,3
ESPAÑA	0,353	100,0	0,333	100,0	0,317	100,0	0,282	100,0	0,224	100,0	0,199	100,0	0,184	100,0	0,131	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91* y *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 2000*.

Una vía natural para contemplar las posibles reordenaciones de las Comunidades Autónomas es la estimación de las diferencias respecto al conjunto nacional (gráfico 1). Probablemente, lo más revelador de los datos es la aparente consistencia en el tiempo del patrón territorial de las desigualdades internas. Un conjunto amplio de Comunidades Autónomas han albergado, históricamente, procesos distributivos más equitativos. Es el caso de Castilla-La Mancha —si bien en esta Comunidad la mejora en la posición relativa se ha concentrado básicamente en el período reciente—, País Vasco —con la emergencia de mayores tensiones en la distribución sólo en los años ochenta, vinculados al costoso proceso de ajuste industrial—, Asturias —donde la desigualdad muestra una fuerte dependencia de las transferencias de la Seguridad Social—, Navarra, Baleares y la Comunidad Valenciana.

**Gráfico 1.** Evolución de las diferencias relativas de desigualdad respecto al conjunto nacional (índice de Gini)



Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91 y Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, 2000*.

La situación contraria es la de otras Comunidades Autónomas, en las que la desigualdad parece una realidad más enquistada que en el resto del territorio. Sería el caso de Canarias, cuyo proceso distributivo está marcado por la singularidad del modelo de crecimiento económico y de su estructura demográfica, o Madrid, donde cristalizan buena parte de las tensiones sociales ligadas a los nuevos procesos de modernización económica, como los cambios en las relaciones laborales y las formas atípicas de empleo, las modificaciones en la estructura de hogares o una incidencia de la inmigración superior a la de otras zonas. Destaca, en cualquier caso, que los resultados correspondientes al mismo año de estimación que en Ruiz-Castillo (1987) ofrezcan cierta disimilitud con los obtenidos por dicho estudio, aunque, en cualquier caso, parecen consistentes con la secuencia temporal de nuestras estimaciones. En Andalucía, por su parte, se pasó de indicadores de desigualdad inferiores a la media hasta los años ochenta a la tendencia contraria a partir de esa fecha. Un posible factor de influencia es el reforzamiento de las asimetrías provinciales.

Los resultados no se alteran significativamente con la utilización de indicadores de desigualdad alternativos (cuadro 3). La estimación del índice de Theil ( $c = 1$ ) corrobora lo anterior, salvo matices concretos. Son los casos, entre otros, del mayor crecimiento con este indicador de la desigualdad en Andalucía y Madrid en relación a la media nacional, las mejoras relativas en términos de equidad intraterritorial de Cataluña y Baleares o la menor incidencia con este índice, también en relación al conjunto español, de la desigualdad en Canarias.

Un aspecto interesante de la medición de la desigualdad es el de la contribución relativa de cada unidad territorial a la desigualdad general. Para obtenerlo debemos utilizar el índice que reúne las propiedades que pueden exigirse a los aditivamente descomponibles (Shorrocks, 1980), como es el de entropía generalizada, con  $c = 0$ .

El desarrollo del ejercicio de descomposición parece confirmar que las diferencias en las rentas medias de cada Comunidad Autónoma (desigualdad interterritorial) suman poco a la desigualdad en España (cuadro 4). Tal resultado no debe interpretarse, sin embargo, como una capacidad explicativa muy limitada de la variable territorial. La lógica del método de descomposición impone que a cualquier variable a priori relevante le corresponda un porcentaje de la desigualdad total relativamente limitado. Más relevantes son los cambios en el tiempo, resultando este componente menos determinante en el período más reciente que hace dos o más décadas. La llegada de inversiones y transferencias a las regiones con menos renta ha podido influir, sin duda, en esta evolución, tal como anticipan diferentes trabajos centrados en la convergencia de la renta disponible *per capita*.

**Cuadro 4.** Contribución a la desigualdad de las Comunidades Autónomas

	1973	1980	1990	2000	% Contribución/% Población			
	%	%	%	%	1973	1980	1990	2000
Andalucía	15,3	15,2	17,0	18,9	0,96	0,95	1,03	1,09
Aragón	3,6	3,5	2,8	3,2	0,98	1,00	0,81	1,01
Asturias	2,7	2,7	1,9	2,5	0,92	0,83	0,64	0,93
Baleares	1,4	1,8	1,6	1,9	0,70	0,86	0,87	0,87
Canarias	2,9	3,2	3,7	3,9	0,94	1,01	1,07	1,03
Cantabria	1,0	1,2	1,1	1,4	0,71	0,85	0,81	1,06
Castilla y León	9,1	7,3	6,7	6,8	1,20	1,00	0,95	1,00
Castilla-La Mancha	5,1	4,0	4,4	2,8	1,06	0,89	0,98	0,66
Cataluña	10,9	13,6	14,4	14,2	0,67	0,83	0,90	0,88
Com. Valenciana	7,7	7,5	8,0	9,2	0,78	0,74	0,80	0,89
Extremadura	3,3	2,6	2,9	2,4	1,04	0,90	0,99	0,87
Galicia	8,6	8,4	6,8	5,5	1,17	1,16	0,98	0,85
Madrid	11,1	11,6	12,9	13,4	0,91	0,95	1,03	1,04
Murcia	1,9	2,0	2,9	2,0	0,82	0,82	1,15	0,73
Navarra	1,1	1,2	0,9	1,1	0,83	0,90	0,70	0,81
País Vasco	4,0	3,6	5,3	3,8	0,73	0,65	0,98	0,75
La Rioja	0,6	0,4	0,7	0,5	0,81	0,57	1,02	0,83
España	100	100	100	100	1,00	1,00	1,00	1,00
Desigualdad interreg.	10,25	9,69	5,44	6,17	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia a partir de EPFs 1973/74, 1980/81, 1990/91 y ECPF 2000.

Destaca, como principal rasgo, la elevada aportación de Andalucía, Cataluña y Madrid. Estas tres Comunidades Autónomas contribuyen a la mitad de la desigualdad total. Existen notables diferencias, sin embargo, entre esas tres experiencias, dado que, como ya se señaló en el apartado anterior, la situación relativa de desigualdad varía considerablemente entre ellas. Concretamente, Madrid y Andalucía aportan proporcionalmente más por desigualdad relativa que por peso demográfico, presentando, de hecho, junto con Cantabria, la mayor relación entre la contribución relativa a la desigualdad y a la población total. En el extremo opuesto se sitúan las Comuni-

18 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

dades Autónomas donde la desigualdad es menos intensa y el volumen de población reducido. Es el caso, entre otras, de Baleares, Extremadura, Navarra, Murcia o La Rioja.

#### 4. La convergencia en los niveles de desigualdad

En los dos apartados previos se han subrayado los cambios en el tiempo de las desigualdades internas. Una cuestión relevante, sin duda, es conocer si las diferencias entre Comunidades Autónomas han permanecido estables o si, por el contrario, se han ampliado o, en su caso, recortado. Resulta necesario, para ello, el estudio del proceso de convergencia. La ausencia de series suficientemente largas imposibilita el análisis de series temporales o, incluso, de datos de panel, habituales en el estudio de estos procesos. No obstante, los datos disponibles permiten replicar, con los límites naturales, algunas de las técnicas habituales de medición de la convergencia.

En el ámbito del análisis regional han cobrado gran interés los estudios de convergencia a largo plazo entre territorios distintos, utilizando los conceptos de convergencia- $\beta$  y convergencia- $\sigma$ . El primero de estos dos procesos se verifica cuando las regiones pobres crecen más que las ricas en un proceso de aproximación (Barro y Sala-i-Martin 1992). La convergencia- $\sigma$  se refiere a la evolución de la dispersión a lo largo del tiempo de la variable que se tome como referencia.

La noción de convergencia beta se puede resumir como:

$$\frac{1}{T} \left[ \ln \left( \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-T}} \right) \right] = a - b \left[ \frac{\ln(Y_{i,t-T})}{T} \right] + u_i^t \quad [1]$$

donde los subíndices  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, G$ ) y  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) hacen referencia a territorios y momentos del tiempo, respectivamente. En dicha expresión,  $b$  representa el efecto de la renta inicial sobre la tasa de variación media del período. La tasa de convergencia media anual se obtiene como:

$$\beta = -T^{-1} \ln(1 - b) \quad [2]$$

Si  $0 < b < 1$ ,  $\beta > 0$ , lo que permite afirmar que existe convergencia en el período estudiado, indicando  $\beta$  el ritmo anual de convergencia.  $\beta$  no quedó definida, sin embargo, para valores superiores a la unidad, eliminando la posibilidad de «adelantamientos sistemáticos» entre países (Sala-i-Martin, 1994).

Como complemento, mediante la convergencia sigma se analiza la dispersión de la variable de referencia a lo largo del tiempo, siendo habitual el uso de indicadores estadísticos de dispersión, como el coeficiente de variación. Como demuestran Barro y Sala-i-Martin (1992) la convergencia- $\beta$  es necesaria pero no suficiente para que haya convergencia- $\sigma$ , mientras que la convergencia- $\sigma$  es suficiente pero no necesaria para que haya convergencia- $\beta$ .

La utilización de ambos enfoques ha sido frecuente desde principios de los años noventa. No obstante, se han sometido a importantes críticas, como las procedentes de Friedman (1992) y Quah (1993). El último de estos autores contribuyó a desarrollar la ya conocida como literatura «twin peaks», interesada por aspectos de la distribución mundial de la renta que van más allá del análisis de la varianza. Concretamente, Quah (1996) trató de demostrar el carácter bimodal de dicha distribución mediante el uso de matrices de transición markovianas para explicar las reordenaciones de países. En una línea parecida y con objeto de solventar algunas de las lagunas de las aproximaciones anteriores, Boyle y McCarthy (1997, 1999) proponen la alternativa de convergencia- $\gamma$ . Tal enfoque aporta otros matices a la idea de convergencia, a partir del estadístico de concordancia de rangos  $W$  de Kendall. Concretamente, la convergencia gamma puede aclarar situaciones en las que los dos enfoques anteriores manifiestan situaciones ambiguas, añadiendo al estudio de la convergencia el concepto de movilidad en las ordenaciones.

El principal valor añadido de la aportación de Boyle y McCarthy (1997, 1999) es el desarrollo de un tipo de análisis de la convergencia- $\beta$ , que permite reflejar el alcance de la movilidad dentro de la distribución de la renta a lo largo de un periodo. Usando conjuntamente la convergencia gamma con la sigma puede identificarse la naturaleza de la convergencia beta, con una medida de la dinámica de la distribución entre territorios. La idea de convergencia resultante se asemeja a una imagen de la evolución del ranking ordinal a lo largo de un período determinado.

Así, mientras que la convergencia sigma puede estimarse a partir de un estadístico de dispersión, la convergencia gamma puede contrastarse fijando la atención en la dispersión de las reordenaciones de territorios:

$$\sigma = \left( \frac{\text{var}(D_{ti})/\text{media}(D_{ti})}{\text{var}(D_{t_0})/\text{media}(D_{t_0})} \right) \quad [3]$$

$$\gamma = \left( \frac{\text{var}(R_{ti} + R_{t_0})}{\text{var}(R_{t_0} \cdot 2)} \right) \quad [4]$$

siendo  $\text{var}(D)$  la varianza de un índice de desigualdad de las diferentes Comunidades Autónomas,  $\text{var}(R)$  la varianza de las ordenaciones según los índices de desigualdad,  $ti$  indica el momento de medición de la desigualdad y  $t_0$  es el año que se toma como referencia, que en nuestro ejercicio es 1973, año de la primera Encuesta de Presupuestos Familiares disponible.

Para comprobar la significación estadística utilizamos la expresión  $T(N-1)W$ , que está aproximadamente distribuida como una  $\chi^2$  con  $n-1$  grados de libertad. En las estimaciones realizadas se rechaza en todos los casos la hipótesis nula de que los  $T$  años no están relacionados. Aunque el  $R^2$  de algunas de las estimaciones de la convergencia- $\beta$  no parece elevado, el ajuste obtenido, en general, resulta aceptable (cuadro 5).



20 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

**Cuadro 5.** Convergencia de la desigualdad intraterritorial

CONVERGENCIA BETA (Índice de Gini)						
	73-80	73-90	73-00	80-90	80-00	90-00
R <sup>2</sup>	0,23	0,43	0,27	0,39	0,22	0,38
Coefficiente -b	-0,566**	-0,961***	-0,553**	-0,855***	-0,500**	-0,761***
CONVERGENCIA BETA (Índice de Theil, c = 0)						
	73-80	73-90	73-00	80-90	80-00	90-00
R <sup>2</sup>	0,16	0,41	0,22	0,42	0,23	0,35
Coefficiente -b	-0,553	-1,003***	-0,533**	-0,850***	-0,522**	-0,752***
CONVERGENCIA BETA (Índice de Theil, c = 1)						
	73-80	73-90	73-00	80-90	80-00	90-00
R <sup>2</sup>	0,15	0,28	0,33	0,43	0,32	0,61
Coefficiente -b	-0,547	-0,986**	-0,759***	-1,050***	-0,571***	-0,975***
CONVERGENCIA BETA (Índice de Theil, c = 2)						
	73-80	73-90	73-00	80-90	80-00	90-00
R <sup>2</sup>	0,40	0,18	0,76	0,43	0,71	0,90
Coefficiente -b	-1,007***	-0,871*	-1,097***	-1,283***	-0,809***	-1,063***
CONVERGENCIA GAMMA Y SIGMA (Índice de Gini)						
	Conv. Gamma	Conv. Sigma	% var. año anterior (Gamma)	% var. año anterior (Sigma)		
1980	0,668***	1,140	-33,2%	14,0%		
1990	0,461**	1,060	-31,0%	-7,0%		
2000	0,734***	0,801	59,3%	-24,4%		
Var. Media	-1,14%	-0,82%				
CONVERGENCIA GAMMA Y SIGMA (Índice de Theil, c = 0)						
1980	0,662***	1,390	-33,8%	39,0%		
1990	0,452**	1,086	-31,8%	-21,9%		
2000	0,717***	0,722	58,8%	-33,5%		
Var. Media	-1,22%	-1,20%				
CONVERGENCIA GAMMA Y SIGMA (Índice de Theil, c = 1)						
1980	0,631***	1,180	-36,9%	18,0%		
1990	0,487**	1,793	-22,9%	52,0%		
2000	0,639***	0,596	31,3%	-66,8%		
Var. Media	-1,64%	-1,90%				
CONVERGENCIA GAMMA Y SIGMA (Índice de Theil, c = 2)						
1980	0,483**	1,037	-51,72%	3,7%		
1990	0,472**	4,492	-2,28%	333,3%		
2000	0,390*	0,131	-17,43%	-97,1%		
Var. Media	-3,43%	-7,26%				

(\*), (\*\*), (\*\*\*) indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia a partir de EPFs 1973/74, 1980/81, 1990/91 y ECPF 2000.

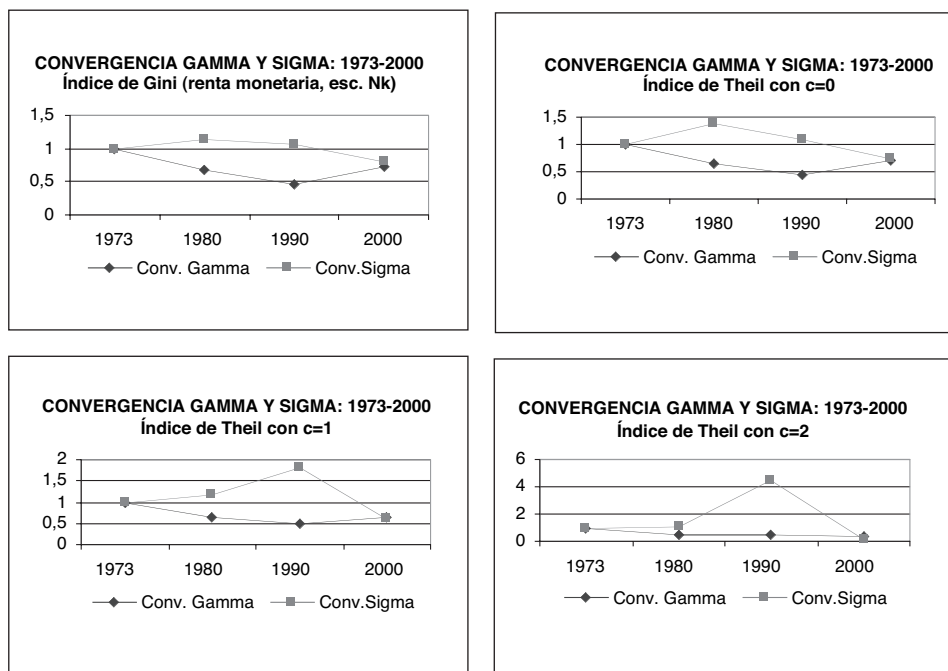
En todas las estimaciones los coeficientes  $b$  resultan positivos, indicando, por tanto, el valor negativo  $-b$  que cuanto mayor fuera la desigualdad inicial, menor es su crecimiento o mayor su decrecimiento. Con los límites señalados por la posible heterogeneidad originada por las diferencias muestrales de las encuestas podría hablarse,

por tanto, de un proceso de convergencia en los niveles de desigualdad internos de las Comunidades Autónomas. Concretamente, si se toma como referencia el índice de Gini y la idea de convergencia beta, la década en la que fue mayor el acercamiento vinculado a la situación inicial fue la de los años ochenta, si bien los valores para la década siguiente resultan bastante similares.

Respecto a las otras formas de convergencia y atendiendo también al índice de Gini el proceso parece más moderado, con una ligera convergencia anual tanto de tipo gamma (1,14%) como sigma (0,82%)<sup>10</sup>. Destaca que con ambos enfoques también fue la década de los años ochenta el período durante el cual el acercamiento fue más visible. Se trata, de hecho, del único intervalo temporal en el se producen simultáneamente la convergencia gamma y la sigma. En los años setenta no se redujo la dispersión pero la movilidad fue intensa. Tales cambios se reflejan con nitidez en el gráfico 2.

La utilización de otros indicadores, como los correspondientes a la familia de índices de entropía generalizada, no altera sustancialmente los resultados. De nuevo, se confirma que desde la perspectiva de la convergencia beta, aunque manteniéndose la idea de recorte de las diferencias en la desigualdad intraterritorial en el largo plazo, la década más convergente fue la de los años ochenta. A medida, sin

**Gráfico 2.** Convergencia- $\gamma$  y convergencia- $\sigma$  de la desigualdad intraterritorial.



<sup>10</sup> Los resultados obtenidos deben interpretarse teniendo en cuenta que se utilizan estadísticos simples de convergencia-sigma, mientras que los indicadores de desigualdad son esencialmente ponderados.

22 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

embargo, que se le asigna un mayor valor al parámetro  $c$  la década de los noventa aparece como más convergente. El análisis de la convergencia gamma y sigma también ofrece un cuadro distinto según cuál sea el valor de  $c$ . Con  $c = 0$  sólo se observan los dos tipos de convergencia en los años ochenta, con  $c = 1$  hay convergencia gamma en los ochenta (con divergencia sigma) y sigma en los noventa (con divergencia gamma) y con  $c = 2$  la década de los noventa es la única que manifiesta convergencia de los dos tipos.

Con independencia de los indicadores escogidos se confirma, por tanto, la existencia de un proceso de convergencia de las diferencias internas de renta en cada Comunidad Autónoma entre 1973 y 2000. Tal proceso parece haber sido más intenso en la década de los ochenta que en la década anterior y posterior. El traslado del protagonismo a los años noventa, sin embargo, como principal período de corrección entre regiones de las diferencias intraterritoriales a medida que se asigna un mayor valor a  $c$  parece indicar que si la atención se fija en lo ocurrido en los hogares de mayor renta la convergencia sería más visible en el período más reciente.

## 5. Diferencias regionales de bienestar social

Observadas las diferencias en la desigualdad de la distribución de la renta dentro de cada Comunidad Autónoma, sus cambios en el tiempo y la contribución de cada territorio a la desigualdad total, una última cuestión para cerrar el cuadro de la distribución intraterritorial de la renta es tratar de identificar a partir de las desigualdades observadas las posibles diferencias en el bienestar social<sup>11</sup>. Un procedimiento habitual para realizar comparaciones de bienestar social a partir de la distribución personal de la renta es tratar de integrar diferentes argumentos representativos de la renta media y su distribución en una misma función. Estas funciones abreviadas de bienestar social, siguiendo la terminología de Cowell (1999), permiten evaluar los logros en bienestar cualificando las ganancias medias de renta con criterios de equidad. Dada una distribución de ingresos  $y$ , el bienestar social puede resumirse como:

$$W(y) \equiv \omega [\mu(y), I(y)] \quad [5]$$

donde  $\mu(y)$  representa la renta media e  $I(y)$  es un indicador de la desigualdad de la distribución. El bienestar aumentaría, por tanto, *ceteris paribus*, si lo hace la renta media o se reduce la desigualdad:

$$\frac{dW(y)}{d\mu(y)} > 0, \frac{dW(y)}{dI(y)} < 0 \quad [6]$$

<sup>11</sup> La noción de bienestar que aquí se utiliza se ciñe a los parámetros de análisis que proporciona la distribución de la renta en cada territorio (renta media y desigualdad). Tal como argumentan Osberg y Sharpe (2005), una noción más general de bienestar debería incluir el diferente acceso de los ciudadanos de cada Comunidad a bienes preferentes y no sólo los aspectos distributivos.

La principal ventaja de estas funciones abreviadas de bienestar social es ofrecer un criterio sencillo para comparar el bienestar implícito en una distribución según dos parámetros fácilmente estimables. La literatura especializada propone distintas alternativas para especificar la posible forma de estas funciones de bienestar social. Una habitualmente utilizada expresa el bienestar social como un *trade-off* multiplicativo entre ambos componentes:

$$W(y) = \mu(y) [1 - I(y)] \quad [7]$$

Tal especificación exige contar con indicadores de desigualdad adecuados. Dutta y Esteban (1992) proponen una serie de condiciones que debería reunir el indicador de desigualdad utilizado como argumento de la función<sup>12</sup>. En la práctica, varios de los indicadores de desigualdad habitualmente estimados no reúnen las propiedades exigibles. Un indicador, sin embargo, que cumple estos requisitos es el propuesto por Atkinson (1970). La familia de índices de Atkinson permite incorporar criterios de bienestar social en la medición de la desigualdad mediante la imposición de restricciones en la forma de la utilidad de la renta:

$$U_{\varepsilon}(y) = a + b \frac{y^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \quad \text{para } \varepsilon > 0, \varepsilon \neq 1 \quad [8]$$

$$U_{\varepsilon}(y) = a + b \ln y^{1-\varepsilon} \quad \text{para } \varepsilon = 1$$

donde  $a$  y  $b$  son constantes y  $\varepsilon$  es un parámetro de aversión a la desigualdad. De tales expresiones se deduce la familia de índices de desigualdad de Atkinson, ya especificada en el primer apartado.

La consideración del índice de Atkinson permite definir una función de bienestar social como el producto de la renta media y un indicador de desigualdad cuyos valores dependen del grado de aversión a la desigualdad:

$$W_{\varepsilon} = \mu \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{para } \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1$$

$$W_{\varepsilon} = \mu \left[ \exp \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{y_i}{\mu} \right) \right) \right] \quad \text{para } \varepsilon = 1 \quad [9]$$

La inclusión de  $\varepsilon$  permite incorporar juicios de valor muy distintos respecto a la ponderación que se concede al componente de equidad en la representación del bienestar social. Cuanto menor es el valor de  $\varepsilon$  que se adopta menos peso tiene la desigualdad en la valoración del bienestar social. En el caso extremo de  $\varepsilon = 0$ , la desigualdad no tiene peso alguno como componente del bienestar. Valores de  $\varepsilon$  superiores a cero significan ponderaciones positivas de la igualdad, alcanzando su máxima ponderación cuando  $\varepsilon \rightarrow \infty$ .

<sup>12</sup> Los supuestos son: S-concavidad, continuidad, invarianza ante réplicas de la población, homoteticidad débil, y monotonicidad a lo largo de rayos desde el origen en el caso relativo o translabilidad débil y monotonicidad a lo largo de rayos paralelos a la línea de igualdad en el caso absoluto.

La disponibilidad de información desagregada por Comunidades Autónomas en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares permite estimar el alcance de las diferencias regionales de bienestar social. Dicha información posibilita la definición en cada región  $i$  del doble componente de renta media  $[\mu(y_i)]$  y de desigualdad  $[I(y_i)]$ . El índice de Atkinson se estima tomando como referencia dos parámetros diferentes de aversión a la desigualdad ( $\varepsilon = 1$ ,  $\varepsilon = 2$ ). Para ver la posible sensibilidad de los resultados al ajuste de las rentas del hogar según se tengan en cuenta o no economías de escala estimamos las funciones de bienestar teniendo en cuenta el doble criterio de renta *per capita* ( $\phi = 1$ ) y de renta equivalente del hogar ( $\phi = 0,5$ )<sup>13</sup>.

La construcción del índice de bienestar social para cada Comunidad Autónoma permite contar con un singular mosaico de experiencias (cuadro 6). No parece existir un patrón común en las distintas regiones respecto a la posible linealidad entre los dos componentes de eficiencia y equidad. Mientras que algunas de las Comunidades con una renta media superior a la media nacional presentan indicadores de desigualdad inferiores a ese promedio (Navarra, País Vasco, Asturias, Baleares, Cataluña y la Comunidad Valenciana), la región con la mayor renta media (Madrid) registra una mayor desigualdad, como ya se señaló, que el conjunto nacional. La heterogeneidad es mayor en las regiones con ingresos más bajos, con experiencias de desigualdad tanto inferiores (Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura, Murcia, Galicia y La Rioja) como superiores al conjunto nacional (Andalucía y Canarias).

La combinación de niveles de renta superiores a la media y niveles de desigualdad generalmente inferiores al conjunto nacional sugeriría, *a priori*, que las regiones ricas deberían presentar indicadores de bienestar mayores que el resto. La ordenación individual depende, sin embargo, de la ponderación asignada a la desigualdad. En regiones con un nivel de renta muy parecido, como Aragón y la Comunidad Valenciana, cuanto mayor sea el grado de aversión a la desigualdad mayores son también las diferencias observadas en los niveles de bienestar social.

En algunos casos, los diferentes valores que adopta el indicador de bienestar según se tome como referencia  $\varepsilon = 1$  o  $\varepsilon = 2$  impide hablar de dominancia completa. No obstante, existen algunas diferencias entre regiones suficientemente nítidas. Si se toma como referencia  $\phi = 1$  y los dos parámetros de  $\varepsilon$ , existen tres regiones que, inequívocamente, tienen un mayor nivel de bienestar social que el resto, que son Madrid, Cataluña y Navarra, de las que no puede afirmarse que una domine a la otra, dado el cambio de ordenación que se produce al pasar de  $\varepsilon = 1$  a  $\varepsilon = 2$ . A éstas las siguen, por orden jerárquico, Baleares, País Vasco, Asturias, Comunidad Valenciana, Aragón y La Rioja. En una posición inferior en el ranking estarían cuatro Comunidades Autónomas, entre las que no pueden establecerse criterios de dominancia en el rango de valores de  $\varepsilon$  utilizado, entre las que se encuentran Cantabria, Castilla y León, Galicia y Castilla-La Mancha. Murcia y Canarias presentan menores niveles de

<sup>13</sup> Las comparaciones de bienestar realizadas no están corregidas por paridades de poder de compra regionales, dados los límites en la disponibilidad de series homogéneas que cubran todo el período de análisis. Su consideración podría alterar, lógicamente, las ordenaciones obtenidas. Trabajos anteriores que han utilizado instrumentos de ajuste de la capacidad adquisitiva regional han mostrado diferencias muy importantes respecto a las ordenaciones que se obtienen con indicadores nominales (Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta, 2002).

**Cuadro 6.** Diferencias de bienestar social por Comunidades Autónomas. Año 2000

	Renta media		Desigualdad		Bienestar social			
	$\mu(y)$ [ $\phi = 0,5$ ]	$\mu(y)$ [ $\phi = 1$ ]	$Atk$ ( $\varepsilon = 1$ )	$Atk$ ( $\varepsilon = 2$ )	$W(\phi = 0,5,$ $\varepsilon = 1)$	$W(\phi = 0,5,$ $\varepsilon = 2)$	$W(\phi = 1,$ $\varepsilon = 1)$	$W(\phi = 1,$ $\varepsilon = 2)$
Andalucía	0,87	0,84	1,09	1,05	0,86	0,86	0,83	0,83
Aragón	0,99	1,03	1,01	1,04	0,99	0,97	1,03	1,02
Asturias	1,07	1,07	0,93	0,97	1,08	1,07	1,08	1,08
Baleares	1,08	1,13	0,88	0,91	1,10	1,11	1,15	1,16
Canarias	0,89	0,88	1,03	1,03	0,89	0,89	0,88	0,87
Cantabria	0,98	0,96	1,06	1,10	0,97	0,95	0,95	0,93
Castilla y León	0,93	0,95	1,00	1,00	0,93	0,93	0,95	0,95
Castilla-La Mancha	0,88	0,86	0,67	0,68	0,92	0,96	0,90	0,94
Cataluña	1,14	1,15	0,89	0,90	1,16	1,18	1,17	1,18
C.Valenciana	1,00	1,02	0,89	0,91	1,01	1,03	1,03	1,04
Extremadura	0,75	0,75	0,88	0,83	0,76	0,78	0,76	0,78
Galicia	0,90	0,88	0,86	0,86	0,92	0,94	0,90	0,92
Madrid	1,17	1,20	1,03	1,03	1,17	1,16	1,19	1,18
Murcia	0,83	0,82	0,74	0,76	0,86	0,89	0,85	0,88
Navarra	1,13	1,14	0,82	0,84	1,16	1,18	1,17	1,20
País Vasco	1,10	1,07	0,77	0,79	1,13	1,16	1,11	1,14
La Rioja	0,96	0,94	0,84	0,83	0,98	1,01	0,96	0,98
TOTAL	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, 2000*.

bienestar social que el conjunto de regiones citadas, aunque sin unanimidad en su clasificación, mientras que Andalucía y Extremadura ocupan, secuencialmente, las posiciones más bajas en la ordenación por niveles de bienestar.

La utilización de las Encuestas de Presupuestos Familiares correspondientes al comienzo de las décadas anteriores permite reconstruir también las trayectorias del bienestar social relativo en cada Comunidad Autónoma (cuadro 7). De los datos se desprende cierto estrechamiento de las diferencias, en consonancia con el doble proceso ya señalado de mejora en la convergencia de las rentas medias regionales en el largo plazo y de reducción también de las diferencias de los niveles de desigualdad interna entre las Comunidades Autónomas.

Aunque existen saltos en la tendencia temporal, destaca la mejora sistemática de algunas Comunidades Autónomas. Es el caso, entre otras, de Asturias, Castilla y León y Galicia, empujadas, fundamentalmente, por el envejecimiento de la población compensado por el desarrollo de programas de transferencias de renta, y de Castilla-La Mancha, donde la notable mejora registrada en los niveles de bienestar social se explica por avances notables en el doble plano de la eficiencia y la equidad. La experiencia contraria es la de Canarias, con la convivencia citada de notables problemas para la mejora de la convergencia en renta *per capita* y el aumento de la desigualdad.

**Cuadro 7.** Diferencias de bienestar social por Comunidades Autónomas, 1973-2000

	$\mu(y)$ [ $\phi = 0,5$ ], $\text{Atk} (\epsilon = 1)$				$\mu(y)$ [ $\phi = 0,5$ ], $\text{Atk} (\epsilon = 2)$			
	1973	1980	1990	2000	1973	1980	1990	2000
Andalucía	0,81	0,81	0,84	0,86	0,83	0,83	0,83	0,86
Aragón	1,03	1,00	1,04	0,99	1,04	0,99	1,11	0,97
Asturias	0,98	1,09	1,09	1,07	1,00	1,13	1,21	1,07
Baleares	1,12	1,08	1,11	1,10	1,20	1,17	1,14	1,11
Canarias	1,01	0,85	0,86	0,89	1,00	0,86	0,83	0,88
Cantabria	0,99	1,11	1,05	0,97	1,00	1,16	1,09	0,95
Castilla y León	0,81	0,90	0,95	0,93	0,83	0,90	0,98	0,93
Castilla-La Mancha	0,76	0,73	0,86	0,92	0,73	0,68	0,91	0,96
Cataluña	1,22	1,28	1,21	1,16	1,17	1,38	1,26	1,18
C. Valenciana	0,95	1,04	0,99	1,02	0,97	1,13	1,04	1,03
Extremadura	0,73	0,65	0,72	0,76	0,73	0,70	0,58	0,78
Galicia	0,81	0,79	0,93	0,92	0,82	0,72	0,93	0,94
Madrid	1,28	1,28	1,14	1,17	1,30	1,35	1,21	1,16
Murcia	0,88	0,85	0,90	0,86	0,92	0,75	0,91	0,89
Navarra	1,12	1,22	1,14	1,16	1,25	1,28	1,16	1,18
País Vasco	1,27	1,24	1,14	1,13	1,31	1,37	1,07	1,16
Rioja	1,07	1,05	1,17	0,98	1,16	1,20	1,11	1,01
España	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91* y *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, 2000*.

Dentro del variado mosaico de experiencias emergen algunas singularidades destacables, como la permanencia en niveles cercanos al promedio nacional durante todo el período de Aragón o la Comunidad Valenciana, o los problemas de Extremadura y Andalucía. En la primera de esas Comunidades, la contención de la desigualdad no ha bastado para compensar los avances mucho más lentos en la convergencia en renta *per capita*, determinantes de su ubicación sistemática en la última posición en el ranking de bienestar relativo. En Andalucía, buena parte del estancamiento tiene su raíz en las dificultades para reducir la desigualdad.

Los cambios, en general, han sido más intensos en la parte baja del ranking de Comunidades Autónomas que en el otro extremo. Un grupo de Comunidades Autónomas, en el que se incluyen Madrid, Cataluña, Navarra, País Vasco y Baleares, ha mostrado desde comienzos de los años setenta los niveles más altos de bienestar. Se han dado, sin embargo, comportamientos diferenciales durante las tres últimas décadas, que impiden hablar de trayectorias convergentes. Destaca, fundamentalmente, el caso de Madrid, que, aunque permanece como una de las Comunidades con mayor bienestar relativo, experimentó cierto retroceso, debido a un aumento de la desigualdad mayor que en otras regiones.



## 6. Conclusiones

El estudio de la distribución intraterritorial de la renta ha cobrado un creciente interés en el caso español. Diversas razones, que abarcan desde el mero diagnóstico del alcance de las diferencias en los niveles de desigualdad y bienestar social a la posible evaluación de los resultados del proceso de descentralización de una parte importante de la intervención pública por motivos de equidad, justifican el estudio de las desigualdades internas en cada Comunidad Autónoma.

Tratando de superar la restricción estadística tradicional en la reconstrucción a largo plazo del proceso distributivo intraterritorial el trabajo realizado se ha centrado en el estudio de la información procedente de las Encuestas de Presupuestos Familiares. La mayor representatividad muestral de la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, después del cambio metodológico de 1997, permite ofrecer un nuevo retrato de las diferencias de desigualdad y bienestar en las diferentes zonas del territorio. La reconstrucción de las tendencias a largo plazo, no obstante, se ve limitada por los problemas de heterogeneidad muestral, con diferencias notables en el número de observaciones en la nueva Encuesta Continua respecto a las anteriores Encuestas de Presupuestos Familiares de aparición decenal.

Con los límites que imponen tales restricciones, del análisis realizado emergen algunas conclusiones relevantes. En primer lugar, los resultados obtenidos coinciden en demarcar tipologías concretas de Comunidades Autónomas según los niveles de desigualdad interna. Así, sea cual sea el indicador escogido, existe una clara diferenciación territorial según el grado de concentración de la renta. Lo mismo sucede en el análisis de las tendencias seguidas en el tiempo.

En segundo lugar, destaca la reducción de la influencia de las desigualdades interterritoriales en la renta media para explicar la desigualdad en la distribución personal. Las diferencias internas en cada Comunidad Autónoma tienen cada vez más peso en la explicación de la desigualdad. En este sentido, los resultados obtenidos han permitido identificar la mayor contribución de algunas regiones, ligada, fundamentalmente, a su mayor población, aunque tal efecto no es estrictamente proporcional.

En tercer lugar, el desarrollo de un triple enfoque de análisis de la convergencia, en el que a los conceptos tradicionales de convergencia-sigma y convergencia-beta se ha añadido un tercer enfoque de convergencia-gamma, añadiendo a los anteriores una medida de las reordenaciones según los niveles de desigualdad intraterritorial, ha permitido constatar la existencia de un proceso de acercamiento entre territorios en el largo plazo. No obstante, ese efecto no ha sido constante durante las tres décadas estudiadas, concentrándose la reducción de las diferencias en las dos últimas décadas.

Por último, el análisis del bienestar social en cada Comunidad Autónoma pone de manifiesto la importancia que tiene la reducción de la desigualdad en su mejora. Destaca también el enquistamiento de importantes diferencias en el bienestar social territorial, permaneciendo en el largo plazo una serie de Comunidades Autónomas con niveles de bienestar social considerablemente superiores a la media.

Del conjunto de resultados presentados emanan, inevitablemente, implicaciones políticas relevantes. Aunque quedan pocas dudas de la extensión real del proceso de

convergencia distributiva intraterritorial persisten todavía diferencias nada desdeñables. Por tal razón cabe contemplar con cierta incertidumbre el efecto que puede tener en el largo plazo el proceso de descentralización territorial de algunos de los servicios básicos de bienestar social. Si se acepta el objetivo de mantener tales diferencias en un rango de variación relativamente estrecho parece preciso el diseño coordinado de mecanismos de corrección de las desigualdades intraterritoriales, de la misma manera que existen instrumentos específicos para la corrección de los problemas relacionados con la inequidad interterritorial.

## Bibliografía

- Atkinson, A.B. (1970): «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 2:244-263.
- Atkinson, A.B. (1989): *Poverty and Social Security*, Harvester Wheatsheaf, Hertfordshire.
- Ayala, L.; Martínez, R. y Ruiz-Huerta, J. (2002): «La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad». Instituto de Estudios Fiscales. P.T. 2001/16.
- Ayala, L.; Martínez, R.; Sastre, M. y Ruiz-Huerta, J. (2002): *Perfil de la población española en pobreza y riesgo social: situación y tendencias a partir del Panel de Hogares de la Unión Europea (1993-1997) y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales: Madrid (mimeo).
- Ayala, L.; Navarro, C. y Sastre, M. (2004): *El Panel de Hogares de la Unión Europea: posibilidades y límites para el análisis dinámico*, (mimeo).
- Barro, R.J. (1991): «Economic Growth in a cross-section of countries», *Quarterly Journal of Economics*, 106:407-443
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100:223-251
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (2003): *Economic Growth*, Massachusetts: MIT Press.
- Bishop, J.A.; Formby, J.P. y Thistle, P.D. (1994): «Convergence and divergence of regional income distributions and welfare», *The Review of Economics and Statistics*, 79:228-235.
- Bosch, A.; Escribano, C. y Sánchez, I. (1989): *Evolución de la pobreza y la desigualdad en España: Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Bover, O. y Arellano, M. (2002): «Learning about migration decisions from the migrants: using complementary datasets to model intra-regional migrations in Spain», *Journal of Population Economics*, 15:331-355.
- Boyle, G.E. y McCarthy, T.G. (1997): «A simple measure of  $\beta$ -convergence», *Oxford Bulletin of Statistics*, 59:257-264
- Boyle, G.E. y McCarthy, T.G. (1999): «Simple measures of convergence in *per capita* GDP: a note on some further international evidence», *Applied Economics Letters*, 6:343-347.
- Buhmann, B., L. Rainwater, L. Schmaus y T. Smeeding (1988): «Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database», *Review of Income and Wealth*, 34:115-42.
- Cowell, F. (1999): «Measurement of inequality». En Atkinson, A.B. y Bourguignon, F. (eds.): *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: North-Holland.
- Cuadrado Roura, J.R.; Mancha, T. y Garrido, R. (1998): *Convergencia regional en España*. Madrid: Fundación Argentaria/Visor.
- Dutta, B. y Esteban, J.M. (1992): «Social Welfare and Equality». *Social Choice and Welfare*, 50:49-68.
- Friedman, M.J. (1992): «Do old fallacies ever die?», *Journal of Economic Literature*, 30:2129-2132.
- García Lizana, A. et al. (1989): «La riqueza y la pobreza bajo una perspectiva regional», *Documentación Social*, 76:101-124.
- García Lizana, A. y Martín Reyes, G. (1994): «La pobreza y su distribución territorial», en Juárez, M. (ed.): *V Informe Sociológico sobre la Situación Social en España*, Fundación FOESSA, Madrid.

- Goerlich, F. y Mas, M. (2001): «Inequality in Spain, 1973-91: Contribution to a Regional Database», *Review of Income and Wealth*, 47:361-378.
- Goerlich, F.; Mas, M. y Pérez, F. (2002): «Concentración, convergencia y desigualdad regional en España», *Papeles de Economía Española*, 93:17-36.
- Gradín, C. (2000): «Polarization by sub-populations in Spain», *Journal of Population Economics*, 13:529-567.
- Heshmati, A. (2004): «Regional Income Inequality in Selected Large Countries», *IZA Discussion Paper* 1307.
- Jenkins, S.P. (2000): «Modelling Household Income Dynamics», Institute for Social and Economic Research, University of Essex, *ESRC Working Paper*, 99-9.
- Martín Reyes, G., García Lizana, A. y Fernández Morales, A. (1989): «La distribución territorial de la pobreza en España», en VI Jornadas de Estudio del Comité Español para el Bienestar Social: *La pobreza en la España de los ochenta*, Editorial Acebo, Madrid.
- Martín-Guzmán, P. (1996): *Encuesta de Presupuestos Familiares. Desigualdad y pobreza en España*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid, 1996.
- Mella, J.M. (coord.) (1998): *Economía y política regional en España ante la Europa del siglo XXI*. Madrid: Akal.
- Moffitt, R. y Gottschalk, P. (2002): «Trends in the transitory variance of earnings in the United States», *The Economic Journal*, 112.
- Osberg, L. y Sharpe, A. (2005): «How Should We Measure the «Economic» Aspects of Well-Being», *Review of Income and Wealth*, 51:311-336.
- Quah, D.T. (1993): «Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis», *The Scandinavian Journal of Economics*, 95:427-443.
- Quah, D.T. (1996): «Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics», *The Economic Journal*, 106.
- Raymond, J.L. (2002): «Convergencia real de las regiones españolas y capital humano», *Papeles de Economía Española*, 93:109-121.
- Ruiz-Castillo, J. (1987): *La medición de la pobreza y la desigualdad en España*, Banco de España, Estudios Económicos, 42, Madrid.
- Ruiz-Huerta, J., López Laborda, J., Ayala, L. y Martínez, R. (1995): «Relaciones y contradicciones entre la distribución personal y la distribución espacial de la renta», *Hacienda Pública Española*, 134:153-190.
- Sala-i-Martin, X. (1994): «Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence», Discussion Paper, 1075, Centre for Economic Policy Research.
- Shorrocks, A. (1980): «The class of additively decomposable inequality measures», *Econometrica*, 48:613-625.
- Villaverde, J. (1999): *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*. Madrid: Pirámide.

30 Ayala, L. Jurado, A. y Pedraja, F.

**Cuadro A.1.** Indicadores de desigualdad por Comunidades Autónomas (1973-2000)  
(ingreso neto monetario por adulto equivalente)

	<i>Gini (escala = OCDE)<sup>1</sup></i>								<i>Gini (escala = OCDE modificada)<sup>2</sup></i>							
	1973		1980		1990		2000		1973		1980		1990		2000	
Andalucía	0,351	105,6	0,335	105,8	0,320	105,4	0,297	109,7	0,348	105,6	0,329	105,6	0,317	105,4	0,294	110,6
Aragón	0,339	102,0	0,330	104,3	0,284	93,7	0,288	106,4	0,341	103,5	0,328	105,2	0,284	94,7	0,282	106,1
Asturias	0,335	100,8	0,307	97,1	0,256	84,5	0,268	99,0	0,333	101,0	0,304	97,6	0,255	84,9	0,264	99,4
Baleares	0,278	83,7	0,327	103,4	0,293	96,7	0,248	91,6	0,282	85,6	0,321	103,0	0,291	96,9	0,251	94,4
Canarias	0,344	103,7	0,346	109,5	0,323	106,5	0,305	112,7	0,336	102,1	0,338	108,6	0,321	106,8	0,293	110,5
Cantabria	0,305	92,0	0,308	97,5	0,296	97,6	0,288	106,3	0,298	90,6	0,304	97,6	0,289	96,2	0,279	105,0
C. León	0,389	117,1	0,333	105,3	0,307	101,3	0,278	102,9	0,386	117,1	0,332	106,7	0,307	102,3	0,278	104,8
C. La Mancha	0,359	108,1	0,315	99,7	0,308	101,5	0,232	85,9	0,359	109,0	0,313	100,4	0,309	102,8	0,226	85,0
Cataluña	0,290	87,3	0,310	98,1	0,301	99,3	0,266	98,2	0,285	86,6	0,304	97,7	0,300	99,7	0,264	99,4
C.Valenciana	0,311	93,7	0,294	93,1	0,284	93,5	0,274	101,4	0,308	93,5	0,289	92,8	0,281	93,6	0,267	100,7
Extremadura	0,365	110,0	0,330	104,3	0,308	101,6	0,270	99,8	0,363	110,2	0,322	103,4	0,307	102,1	0,267	100,6
Galicia	0,376	113,4	0,353	111,6	0,315	103,7	0,272	100,7	0,376	114,2	0,350	112,3	0,310	103,3	0,265	99,7
Madrid	0,359	108,2	0,342	108,0	0,326	107,4	0,302	111,6	0,347	105,5	0,333	106,8	0,318	106,0	0,292	109,8
Murcia	0,314	94,6	0,300	95,0	0,349	114,9	0,247	91,3	0,317	96,1	0,297	95,2	0,337	112,3	0,239	90,1
Navarra	0,320	96,4	0,314	99,3	0,266	87,6	0,257	95,0	0,313	95,0	0,309	99,3	0,261	87,0	0,252	94,9
País Vasco	0,301	90,7	0,271	85,8	0,310	102,1	0,257	95,2	0,296	90,0	0,266	85,4	0,307	102,1	0,252	95,0
Rioja	0,308	92,9	0,261	82,4	0,312	102,9	0,250	92,3	0,312	94,7	0,257	82,5	0,312	104,0	0,249	93,9
ESPAÑA	0,354	100,0	0,339	100,0	0,317	100,0	0,289	100,0	0,350	100,0	0,334	100,0	0,314	100,0	0,283	100,0

<sup>1</sup> La escala de la OCDE asigna el valor 1 al primer adulto, 0,7 al resto de adultos y 0,5 a cada menor de 14 años.<sup>2</sup> La escala de la OCDE modificada asigna el valor 1 al primer adulto, 0,5 al resto de adultos y 0,3 a cada menor de 14 años.Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91 y ECPF2000*.**Cuadro A.2.** Indicadores de desigualdad por Comunidades Autónomas (1973-2000)  
(gasto monetario por adulto equivalente,  $\phi = 0,5$ )

	<i>Gini</i>								<i>GE (c = 1)</i>							
	1973		1980		1990		2000		1973		1980		1990		2000	
Andalucía	0,370	100,8	0,355	101,9	0,334	103,2	0,336	109,7	0,235	100,8	0,213	103,1	0,189	107,4	0,188	119,4
Aragón	0,395	107,5	0,354	101,7	0,332	102,8	0,302	98,3	0,270	115,9	0,222	107,1	0,182	103,3	0,147	93,3
Asturias	0,351	95,7	0,332	95,3	0,306	94,6	0,291	95,0	0,210	89,9	0,182	87,8	0,151	85,5	0,147	92,9
Baleares	0,346	94,4	0,403	115,7	0,304	94,0	0,316	103,2	0,206	88,6	0,320	154,6	0,153	86,8	0,166	105,2
Canarias	0,365	99,4	0,350	100,6	0,330	102,2	0,332	108,3	0,228	98,0	0,205	99,2	0,182	103,4	0,182	115,2
Cantabria	0,346	94,3	0,341	97,9	0,313	96,8	0,317	103,5	0,221	95,0	0,196	94,5	0,164	93,0	0,170	107,5
C. León	0,390	106,2	0,370	106,5	0,346	107,1	0,321	104,8	0,253	108,6	0,247	119,4	0,197	111,6	0,170	107,9
C. La Mancha	0,385	104,8	0,359	103,3	0,348	107,6	0,303	98,9	0,252	108,0	0,220	106,1	0,208	117,8	0,155	98,1
Cataluña	0,307	83,7	0,305	87,6	0,332	102,7	0,281	91,5	0,160	68,8	0,156	75,3	0,189	107,0	0,129	82,0
C. Valenciana	0,338	92,1	0,328	94,2	0,312	96,6	0,309	100,6	0,197	84,4	0,180	87,0	0,162	91,9	0,158	100,1
Extremadura	0,389	106,0	0,362	103,9	0,362	112,0	0,322	104,9	0,280	120,0	0,222	107,1	0,222	126,0	0,182	115,0
Galicia	0,393	107,1	0,388	111,5	0,340	105,1	0,339	110,5	0,259	111,2	0,260	125,5	0,191	108,6	0,191	120,8
Madrid	0,347	94,6	0,319	91,6	0,310	95,7	0,299	97,5	0,219	93,8	0,168	81,3	0,174	98,6	0,151	95,4
Murcia	0,321	87,6	0,346	99,5	0,327	101,1	0,292	95,2	0,173	74,4	0,200	96,8	0,183	104,0	0,142	90,1
Navarra	0,326	88,8	0,313	89,8	0,292	90,2	0,297	97,0	0,224	96,1	0,159	76,7	0,143	80,9	0,147	93,5
País Vasco	0,309	84,1	0,312	89,6	0,302	93,4	0,253	82,4	0,163	69,9	0,169	81,4	0,153	86,9	0,108	68,4
Rioja	0,313	85,2	0,296	84,9	0,307	94,9	0,303	98,8	0,159	68,4	0,142	68,4	0,154	87,4	0,151	95,5
ESPAÑA	0,367	100,0	0,348	100,0	0,336	100,0	0,315	100,0	0,233	100,0	0,207	100,0	0,191	100,0	0,164	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91 y Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 2000*.