

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

Luis Ayala Cañón
Universidad Rey Juan Carlos

Antonio Jurado Málaga
Universidad de Extremadura

Francisco Pedraja Chaparro
Universidad de Extremadura

(versión preliminar)

INTRODUCCIÓN¹

De las diferentes perspectivas que conforman el análisis distributivo, una de las más orilladas por las corrientes principales de análisis 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, sin duda, una de las claves fundamentales del actual modelo de organización económica y social, ocupando sus resultados y posibles reformas un lugar 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 cápita. 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

¹ Los autores agradecen la financiación recibida de la Junta de Extremadura a través del proyecto de investigación 2PR02A102.

aumentar de manera apreciable desde mediados de los noventa². 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 bienestar³.

Son escasos, sin embargo, los trabajos específicamente centrados en la realidad española que toman la perspectiva territorial como principal referencia en el análisis distributivo. Buena parte del contraste entre el interés que suscita el análisis de la cuestión y el limitado bagaje empírico disponible hasta la fecha encuentra su explicación en la ausencia de fuentes estadísticas que pudieran permitir el análisis sistemático de estos procesos. El carácter aproximadamente decenal de la Encuesta de Presupuestos Familiares y la ausencia de información suficientemente representativa a nivel territorial en las Encuestas Continuas impidieron, tradicionalmente, la profundización en los factores determinantes del proceso distributivo a escala regional. Esta deficiencia del sistema estadístico se alivió parcialmente con la ampliación de la muestra de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares a partir de 1997.

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

² 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).

³ Sin ánimo de exhaustividad, véase, entre otros, Bishop *et al.* (1994), Moffitt y Gottschalk (2002) y Heshmati (2004).

Presupuestos Familiares de 1973/74, 1980/81, 1990/91 y la nueva Encuesta Continua correspondiente al año 2000. 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. 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. En el tercer apartado se analizan 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 evalúa si los cambios en el tiempo en las desigualdades internas han dado lugar o no a un proceso de convergencia. En el quinto 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.

1. DATOS Y DECISIONES METODOLÓGICAS

1.1. 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 regiones⁴. En uno de estos trabajos, Martín Reyes *et al.* (1989) cruzaron las tasas de pobreza provinciales resultantes de la EPF 1980/81 con distintas variables socioeconómicas, encontrando dificultades para establecer una relación inmediata entre desempleo y pobreza, con un efecto mucho más negativo sobre ésta de una tasa de actividad baja. Estimaciones posteriores con la EPF de 1990/91 (García Lizana y Martín Reyes, 1994) confirmaron los resultados previos, si bien con un peso algo mayor, aunque todavía reducido, de la tasa de paro. Martín-Guzmán *et al.* (1996) extendieron los trabajos anteriores 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.

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 Familiares⁵. 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.

⁴ Véase García Lizana *et al.* (1989), Martín Reyes, García Lizana y Fernández Morales (1989) y García Lizana y Martín Reyes (1994).

⁵ 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.

La única fuente con información territorial sobre los ingresos y gastos de los hogares es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares⁶. Dicha encuesta, que comenzó a elaborarse a mediados de los años ochenta, sufrió un importante cambio metodológico a partir de 1997. Entre otros cambios, 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.

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). No obstante, por lógica estadística, la reducción es proporcionalmente inferior en las Comunidades con menor población. En algunos casos, la muestra es muy similar a la de la EPF-90 (Asturias) o, incluso, superior (Madrid).

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.

⁶ El Panel de Hogares de la Unión Europea ofrece un nivel de información territorial más agregado que el autonómico. No obstante, la muestra de la ola correspondiente al año 2000 se amplió para hacerla representativa a escala regional. Aparte de la utilización de una metodología muy diferente a la de las Encuestas de Presupuestos Familiares, la posible comparación con las encuestas previas se reduce a los ingresos de los hogares, dada la ausencia de información sobre gastos. Algunos trabajos muestran la existencia de diferencias relevantes en la ordenación de las Comunidades Autónomas según sus niveles de desigualdad comparados con los que resultan de la Encuesta Continua (Ayala *et al.*, 2004).

Cuadro 1
Tamaño muestral, ingreso y gasto medio relativo

| | 1973/74 | | | 1980/81 | | | 1990/91 | | | 2000 | | |
|--------------------|---------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|---------|---------------|-------------|
| | Muestra | Ingreso medio | Gasto medio |
| Andalucía | 4486 | 79,6 | 80,4 | 4414 | 80,2 | 86,4 | 3674 | 84,4 | 86,9 | 1164 | 87,1 | 88,6 |
| Aragón | 1221 | 102,7 | 98,8 | 1301 | 99,8 | 101,1 | 1105 | 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 | 2856 | 82,6 | 80,3 | 3340 | 90,2 | 90,4 | 3162 | 94,3 | 88,4 | 718 | 92,7 | 84,8 |
| Castilla-La Mancha | 1804 | 75,8 | 76,9 | 1805 | 71,5 | 74,7 | 1694 | 86,2 | 86,5 | 479 | 87,7 | 85,9 |
| Cataluña | 2477 | 124,8 | 118,3 | 2368 | 123,6 | 109,1 | 1644 | 118,7 | 118,9 | 1132 | 114,1 | 111,9 |
| C. Valenciana | 1912 | 93,2 | 95,3 | 1768 | 98,8 | 100,7 | 1706 | 95,4 | 90,0 | 836 | 99,9 | 94,7 |
| Extremadura | 1027 | 72,8 | 67,1 | 931 | 64,3 | 68,2 | 830 | 72,1 | 71,9 | 353 | 74,5 | 71,9 |
| Galicia | 1727 | 78,1 | 82,9 | 1580 | 81,2 | 90,3 | 1739 | 93,2 | 92,8 | 736 | 90,1 | 96,8 |
| Madrid | 1421 | 129,9 | 136,6 | 1269 | 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 | 1322 | 123,9 | 123,6 | 1204 | 116,4 | 117,5 | 1360 | 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 | 24151 | 100,0 | 100,0 | 23971 | 100,0 | 100,0 | 21155 | 100,0 | 100,0 | 9631 | 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*.

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 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 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 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.

1.2. *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).

La nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares ofrece una información limitada sobre los ingresos, sin posibilidad –hasta el momento– de desagregación por fuentes. Las primeras estimaciones de las posibles implicaciones de la forma de recoger los ingresos de los hogares sobre la estimación de los niveles de pobreza y desigualdad 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 (Ayala *et al.*, 2002). La variable que se tomará como base para el análisis de esta fuente

y las anteriores encuestas es el ingreso neto total monetario del hogar, sin incluir, por tanto, salarios en especie o alquileres imputados.

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*. Siguiendo a Jenkins (2000), la renta equivalente de un hogar $h=1,2,\dots, H$, puede definirse como:

$$y^h = \frac{\sum_{j=1}^{n^h} \sum_{k=1}^K y_{jk}^h}{m(a^h, n^h)}$$

donde el doble sumatorio que aparece en el numerador representa los ingresos procedentes de distintas fuentes de renta (y_{jk}^h , $k=1,2,\dots,K$) de cada persona que integra el hogar ($j=1,2,\dots,n^h$). Para establecer comparaciones homogéneas de los niveles de bienestar entre hogares heterogéneos se deben ajustar los ingresos totales por las necesidades del hogar, representadas, en este caso, por su tamaño (n^h) y las características de sus miembros (a^h).

De la misma forma que en el caso anterior, la demostrada sensibilidad de las estimaciones de la desigualdad a la escala de equivalencia escogida se acentúa en el caso de la comparación del bienestar de los hogares entre territorios. La elección de escalas que penalizan a los hogares de mayor dimensión –cercanas al criterio per cápita– podría sesgar los indicadores de pobreza y desigualdad en determinadas Comunidades. Lo mismo podría suceder con las escalas que ofrecen un reconocimiento amplio de las economías de escala en el hogar.

La gama de escalas de equivalencia utilizadas en los estudios sobre distribución de la renta es muy amplia y entraña ajustes de las rentas muy distintos según las características del hogar. En nuestro trabajo nos centramos en tres: la de la OCDE, la versión modificada de ésta propuesta por Eurostat y una escala paramétrica. Las dos primeras recogen un doble ajuste por tamaño del hogar y edades, resumido en la expresión:

$$e_h = 1 + \beta(a_h - 1) + \gamma m_h$$

donde la variable a_h representa el número de adultos en el hogar h y m_h , el número de menores. La escala de la OCDE asigna un valor de 0,7 a los adultos distintos del sustentador principal y de 0,5 a los menores de edad. En la versión modificada se asigna una ponderación de 0,5 a los adultos adicionales y de 0,3 a los menores, recogiendo, por tanto, mayores economías de escala.

Una formulación distinta, ampliamente utilizada desde su introducción, es la paramétrica, propuesta por Buhmann *et al.* (1988), que computa 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 robusto de los resultados del proceso distributivo en cada Comunidad Autónoma. Dada la conocida sensibilidad al indicador escogido, afectado por juicios de valor implícitos, estimamos una batería amplia de indicadores, incluyendo el índice de Gini, la familia de índices de entropía generalizada y el índice de Atkinson con diversos parámetros de aversión a la desigualdad:

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

donde y_i representa la renta equivalente correspondiente a cada individuo $i=1\dots n$, y_j la renta del siguiente individuo, y μ 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.

2. 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 a la media nacional. En el 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.

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

| | Gini | Gini (relativo) | Standard error | Intervalo de confianza |
|----------------------|--------------|--------------------|----------------|---------------------------|
| Andalucía | 0,295 | 104,6 | 0,0108 | 0,273-0,317 |
| Aragón | 0,279 | 98,9 | 0,0180 | 0,315-0,243 |
| Asturias | 0,266 | 94,3 | 0,0185 | 0,229-0,303 |
| Baleares | 0,258 | 91,5 | 0,0215 | 0,215-0,301 |
| Canarias | 0,286 | 101,4 | 0,0177 | 0,250-0,321 |
| Cantabria | 0,284 | 100,7 | 0,0263 | 0,231-0,337 |
| Castilla y León | 0,283 | 100,4 | 0,0140 | 0,255-0,311 |
| Castilla – La Mancha | 0,230 | 81,6 | 0,0191 | 0,192-0,268 |
| Cataluña | 0,265 | 94,0 | 0,0118 | 0,241-0,289 |
| Comunidad Valenciana | 0,266 | 94,3 | 0,0136 | 0,239-0,293 |
| Extremadura | 0,268 | 95,0 | 0,0206 | 0,227-0,309 |
| Galicia | 0,261 | 92,6 | 0,0145 | 0,232-0,290 |
| Madrid | 0,286 | 101,4 | 0,0141 | 0,258-0,314 |
| Murcia | 0,240 | 85,1 | 0,0220 | 0,197-0,284 |
| Navarra | 0,253 | 89,7 | 0,0277 | 0,198-0,309 |
| País Vasco | 0,246 | 87,2 | 0,0191 | 0,208-0,284 |
| Rioja | 0,258 | 91,5 | 0,0257 | 0,207-0,310 |
| TOTAL ESPAÑA | 0,282 | 100,0 | 0,0041 | 0,280-0,297 |

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

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.

Los problemas para obtener ordenaciones robustas obligan, cuando menos, a completar el cuadro anterior de resultados 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 ε – 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.

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

| | Gini | GE ($c=0$) | GE ($c=1$) | GE ($c=2$) | ATK ($\varepsilon=1$) | ATK ($\varepsilon=2$) |
|----------------------|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------------------|----------------------------|
| Andalucía | 0,295 | 0,1414 | 0,1518 | 0,1934 | 0,1319 | 0,2379 |
| Aragón | 0,279 | 0,1301 | 0,1269 | 0,1404 | 0,1220 | 0,2357 |
| Asturias | 0,266 | 0,1203 | 0,1208 | 0,1397 | 0,1134 | 0,2196 |
| Baleares | 0,258 | 0,1126 | 0,1099 | 0,1208 | 0,1065 | 0,2060 |
| Canarias | 0,286 | 0,1329 | 0,1324 | 0,1486 | 0,1244 | 0,2322 |
| Cantabria | 0,284 | 0,1376 | 0,1350 | 0,1542 | 0,1286 | 0,2486 |
| Castilla y León | 0,283 | 0,1298 | 0,1309 | 0,1486 | 0,1217 | 0,2263 |
| Castilla – La Mancha | 0,230 | 0,0854 | 0,0868 | 0,0964 | 0,0818 | 0,1550 |
| Cataluña | 0,265 | 0,1143 | 0,1149 | 0,1292 | 0,1080 | 0,2031 |
| Comunidad Valenciana | 0,266 | 0,1147 | 0,1152 | 0,1290 | 0,1084 | 0,2063 |
| Extremadura | 0,268 | 0,1127 | 0,1208 | 0,1439 | 0,1066 | 0,1881 |
| Galicia | 0,261 | 0,1102 | 0,1135 | 0,1312 | 0,1044 | 0,1941 |
| Madrid | 0,286 | 0,1341 | 0,1336 | 0,1505 | 0,1255 | 0,2342 |
| Murcia | 0,240 | 0,0941 | 0,0950 | 0,1058 | 0,0898 | 0,1711 |
| Navarra | 0,253 | 0,1048 | 0,1029 | 0,1113 | 0,0995 | 0,1906 |
| País Vasco | 0,246 | 0,0976 | 0,0953 | 0,1009 | 0,0930 | 0,1791 |
| Rioja | 0,258 | 0,1070 | 0,1091 | 0,1226 | 0,1015 | 0,1884 |
| TOTAL ESPAÑA | 0,282 | 0,1293 | 0,1309 | 0,1507 | 0,1213 | 0,2263 |

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

El cuadro final de resultados ofrece notables semejanzas con los resultados ya 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, si bien en direcciones contrapuestas. El problema de la muestra referida a Madrid radica en una sobre-representación relativa, si se compara con otras encuestas, lo que podría producir algunos resultados diferentes de los esperados según los estudios previos.

Las diferencias intertemporales, 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.

Los resultados de tal ejercicio aparecen en el Cuadro 4. 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.

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 la desigualdad. 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 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.

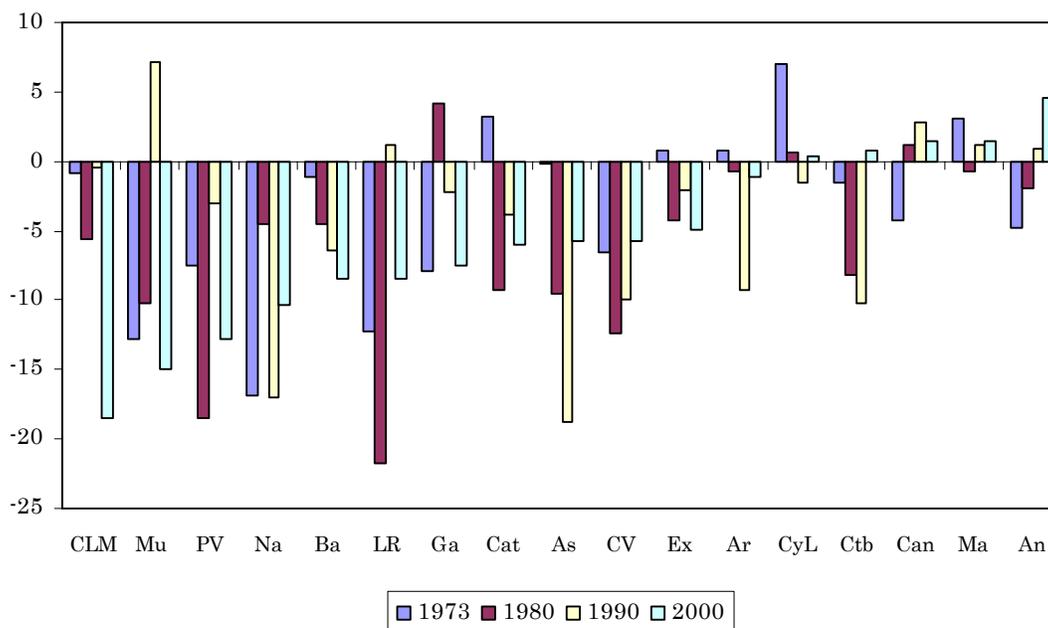
Cuadro 4
Indicadores de desigualdad por Comunidades Autónomas (1973-2000)
(ingreso neto por adulto equivalente, $\phi=0,5$)

| | 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 |
| Castilla y 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 |
| Castilla – La 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 |
| Comunidad 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*.

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 los rasgos diferenciales del modelo de crecimiento económico y la mayor juventud relativa de su población, 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 considerablemente 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 en dicho estudio, aunque, en cualquier caso, parecen consistentes con la secuencia temporal del resto 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. En ello influyó el reforzamiento de las asimetrías provinciales.

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.*

Los resultados no se alteran significativamente con la utilización de indicadores de desigualdad alternativos (Cuadro 4). La estimación del índice de Theil ($c=1$) corrobora lo anterior, salvo matices concretos. Son los casos, entre otros, del mayor crecimiento ahora 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.

3. LA ESTRUCTURA DE LA DESIGUALDAD INTRATERRITORIAL

Una forma complementaria de analizar los cambios en la distribución intraterritorial de la renta consiste en la descomposición por Comunidades Autónomas del conjunto de la desigualdad en España. Tanto para el diseño de políticas redistributivas centralizadas como para la evaluación de los efectos de los servicios de bienestar tras pasados a los gobiernos autonómicos puede resultar fundamental la identificación de la contribución de cada Comunidad Autónoma a la desigualdad nacional, así como la parte que corresponde a la desigualdad interterritorial.

Una vía sencilla para identificar la contribución de cada Comunidad Autónoma a la desigualdad del conjunto de España es tratar de descomponer esta última en tres componentes distintos: la desigualdad interterritorial, la desigualdad intraterritorial y el peso relativo de cada territorio en la población total. Resulta necesario, para ello, un índice de desigualdad aditivamente descomponible. Para ser definido como tal, dada una distribución de la renta Y , un volumen de población n y una división de ésta en k territorios, el índice escogido debe representarse como:

$$I(Y,n) = \sum_k w_k I_k(Y_k, n_k) + B$$

donde el término incluido en el sumatorio representa la desigualdad intragrupos y B la desigualdad que surge de las diferencias entre las distintas particiones de la población.

El índice de Theil ($c=0$) reúne la mayoría de las propiedades que pueden exigirse a los índices aditivamente descomponibles (Shorrocks, 1980). Su expresión formal, previamente definida, puede descomponerse como:

$$T_0 = \sum_k p_k T_{0k} + \sum_k p_k \ln (\mu/\mu_k)$$

donde p_k es la población relativa de cada grupo ($p_k=n_k/n$) y μ y μ_k el ingreso medio de la población y de cada Comunidad Autónoma, respectivamente.

Si el componente de desigualdad interterritorial fuera superior al intraterritorial, las diferencias internas observadas, si bien servirían para delimitar patrones territoriales de desigualdad, contribuirían poco a la desigualdad total presente en la sociedad española. Si, por el contrario, prevaleciera el segundo componente, parecería lógico centrar buena parte de las actuaciones redistributivas nacionales en la corrección de las diferencias de desigualdad entre territorios. No obstante, la valoración de los resultados exige tener en cuenta que al considerar una única variable explicativa de la desigualdad total su contribución será, forzosamente, reducida, en comparación con el componente intraterritorial, donde entran en juego diferentes estructuras productivas y demográficas, niveles de cualificación y características del mercado de trabajo también distintas e, incluso, políticas redistributivas específicas de cada territorio.

El desarrollo del ejercicio de descomposición propuesto confirma que las diferencias entre las rentas medias de cada Comunidad Autónoma contribuyen a explicar un porcentaje de la desigualdad en España que puede calificarse como reducido (Cuadro 5). El peso de este componente, además, parece menos relevante 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 cápita.

Cuadro 5
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 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Desigualdad | | | | | | | | |
| Intergrupos | 10,25 | 9,69 | 5,44 | 6,17 | - | - | - | - |

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

El grueso, por tanto, de la desigualdad obedece a las singularidades del proceso distributivo específico de cada región, dependiendo la contribución respectiva de la desigualdad interna a la desigualdad total del tamaño de la población. 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 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. Tal es el caso también de Andalucía y Cantabria. En el extremo opuesto se sitúan las Comunidades 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

En cuanto a la evolución de la contribución a la desigualdad a lo largo de las tres décadas analizadas, sobresalen las experiencias distintas de las Comunidades en las que dicha contribución disminuyó significativamente (Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura y Galicia) y aquellas en las que el proceso fue el inverso (Cataluña y Madrid, sobre todo). En aquéllas influyó en algunos casos la mejora del nivel de renta acompañada de la corrección de la desigualdad y en otros el envejecimiento y caída de la población total y la notable extensión cobrada por las transferencias sociales y los instrumentos de compensación interterritorial tanto nacionales como europeos.

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. Existe una larga tradición de análisis de la convergencia de la renta o el PIB per cápita entre regiones o países. El principal objetivo de la literatura disponible es comprobar si los países o regiones pobres crecen más rápidamente que los de mayor renta, a partir de dos conceptos de convergencia diferentes: convergencia- β y convergencia- σ . La primera de estas manifestaciones de acercamiento se verifica cuando, como consecuencia de rendimientos marginales decrecientes en los factores acumulables, las regiones pobres crecen más que las ricas en un proceso de aproximación (Barro y Sala-i-Martin 1992). La convergencia- σ se refiere a la evolución de la dispersión de los niveles de renta per cápita, o de la variable que se tome referencia, a lo largo del tiempo.

La noción de convergencia beta se puede resumir:

$$\frac{1}{T} \left[\text{Ln} \left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-T}} \right) \right] = a - b \left[\frac{\text{Ln}(Y_{i,t-T})}{T} \right] + u_t^i$$

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, mientras que β representa la tasa de convergencia media anual, que se obtiene como:

$$\beta = -T^{-1} \text{Ln}(1-b)$$

Si $0 < b < 1$, $\beta > 0$, lo que permite afirmar que existe convergencia en el período estudiado, indicando β 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 (Barro y Sala-i-Martin 1994).

Sin embargo, el valor de beta se obtiene para los estudios de crecimiento económico partiendo de un modelo neoclásico de crecimiento y por tanto no sería muy correcto utilizarlo para medir las tasas medias anuales de convergencia en otros campos de la economía. De todas formas, es suficiente con observar el valor del coeficiente “b” y el R^2 para descubrir los periodos de mayor convergencia o divergencia.

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 Quah (1995) y Sala-i-Martin (1995) la convergencia- β es necesaria pero no suficiente para que haya convergencia- σ , mientras que la convergencia- σ es suficiente pero no necesaria para que haya convergencia- β .

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 y 1999) proponen la alternativa de convergencia- γ . 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.

Concretamente, 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:

$$\sigma = \left(\frac{\text{var}(D_{it}) / \text{media}(D_{it})}{\text{var}(D_{t0}) / \text{media}(D_{t0})} \right)$$

la convergencia gamma puede contrastarse teniendo en cuenta la dispersión de las reordenaciones de territorios:

$$\gamma = \left(\frac{\text{var}(R_{it} + R_{t0})}{\text{var}(R_{t0} * 2)} \right)$$

siendo $var(D)$ la varianza de un índice de desigualdad de las diferentes Comunidades Autónomas, $var(R)$ la varianza de las ordenaciones según los índices de desigualdad, t_i indica el momento de medición de la desigualdad para cada Comunidad i 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 χ^2 con n-1 grados de libertad. En las estimaciones realizadas en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de que los T años no están relacionados. Aunque el R^2 de algunas de las estimaciones de la convergencia- β no parece elevado, el ajuste obtenido, en general, resulta aceptable (Cuadro 6).

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. 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%). 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 la representación gráfica (Gráfico 2).

Cuadro 6
Convergencia de la desigualdad intraterritorial

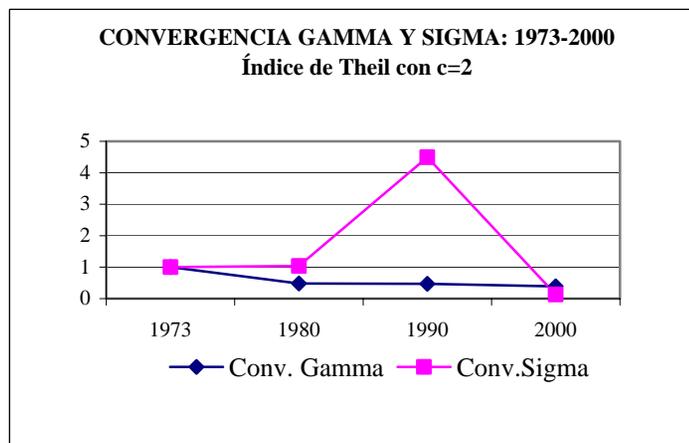
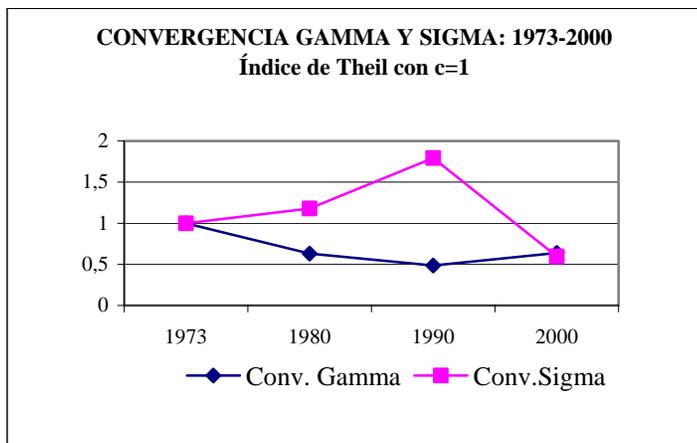
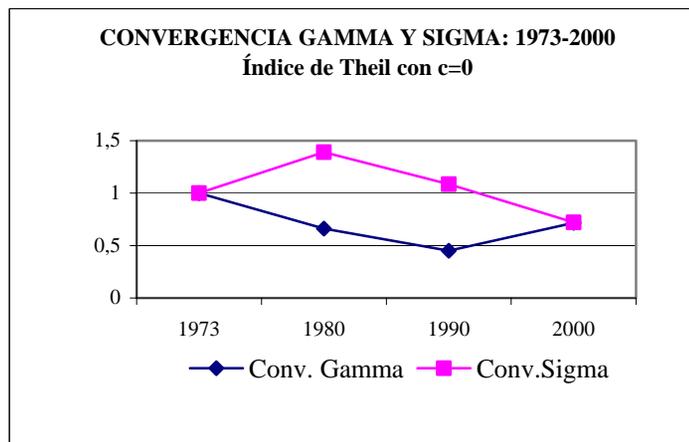
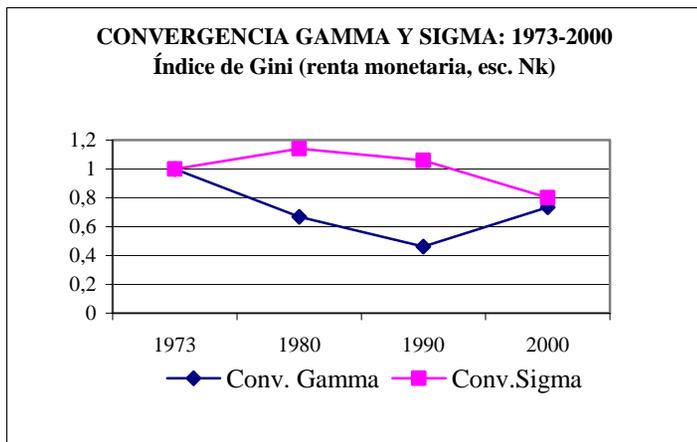
| CONVERGENCIA BETA (Índice de Gini) | | | | | | |
|---|-------------|-------------|--|-----------|--|-----------|
| | 73-80 | 73-90 | 73-00 | 80-90 | 80-00 | 90-00 |
| R ² | 0,23 | 0,43 | 0,27 | 0,39 | 0,22 | 0,38 |
| Coefficiente -b | -0,566** | -0,961*** | -0,553** | -0,855*** | -0,500** | -0,761*** |
| CONVERGENCIA BETA (Índice de Theil, c=0) | | | | | | |
| R ² | 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) | | | | | | |
| R ² | 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) | | | | | | |
| R ² | 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 | % variación sobre año anterior (Gamma) | | % variación sobre 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 *Encuesta de Presupuestos Familiares 1973/74, 1980/81, 1990/91 y Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, 2000.*

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 embargo, que se le asigna un mayor valor al parámetro c la década de los noventa aparece como

Gráfico 2
Convergencia- γ y convergencia- σ de la desigualdad intraterritorial



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 menor 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.

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:

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

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:

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

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:

$$W(y) = \mu(y)(1 - I(y))$$

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 función⁷. En la práctica, varios de los indicadores de desigualdad habitualmente estimados no reúnen las propiedades exigibles. Un indicador, sin embargo, que cumple con estos requisitos y que, además, satisface las exigencias éticas anteriormente mencionadas 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:

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

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

⁷ 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.

donde a y b son constantes y ε 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:

$$W_e = \mu \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}$$

para $\varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1$

$$W_e = \mu \left[\exp \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{x_i}{\mu} \right) \right) \right]$$

para $\varepsilon = 1$.

La inclusión de ε 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 ε 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 ε superiores a cero significan ponderaciones positivas de la igualdad, alcanzando su máxima ponderación cuando $\varepsilon \rightarrow \infty$.

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 ($\epsilon=1$, $\epsilon=2$). 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 cápita ($\phi=1$) y de renta equivalente del hogar ($\phi=0,5$).

La construcción del índice de bienestar social para cada Comunidad Autónoma permite contar con un singular mosaico de experiencias (Cuadro 7). 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 unos indicadores de desigualdad, como ya se señaló, superiores a la media 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.

Cuadro 7
Diferencias de bienestar social por Comunidades Autónomas. Año 2000

| | <i>Renta media</i> | | <i>Desigualdad</i> | | <i>Bienestar social</i> | | | |
|--------------------|---------------------|-------------------|------------------------|------------------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | $\mu(y) [\phi=0,5]$ | $\mu(y) [\phi=1]$ | 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*.

En algunos casos, los diferentes valores que adopta el indicador de bienestar según se tome como referencia $\varepsilon=1$ ó $\varepsilon=2$ 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 ε , existen dos 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 ε utilizado, entre las que se encuentran Cantabria, Castilla y León, Galicia y Castilla-La Mancha. Murcia y Canarias presentan menores niveles de 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 8). 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 cápita y el aumento de la desigualdad.

Cuadro 8

Diferencias de bienestar social por Comunidades Autónomas, 1973-2000

| | $\mu(y) [\phi=0,5], \text{Atk}(\varepsilon=1)$ | | | | $\mu(y) [\phi=0,5], \text{Atk}(\varepsilon=2)$ | | | |
|----------------------|--|------|------|------|--|------|------|------|
| | 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 cápita, determinantes de su ubicación sistemática en la última posición en el ranking de bienestar relativo. En Andalucía, buena parte del estancamiento en los niveles de bienestar relativo obedece a 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 la Comunidad Autónoma 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 existencia de suficiente representatividad muestral en la nueva Encuesta Continua de Presupuestos Familiares 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 el limitado peso que han pasado a tener en España las desigualdades interterritoriales en la renta media para explicar la desigualdad en la distribución personal. Las diferencias internas en cada Comunidad Autónoma tienen la responsabilidad casi exclusiva 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 las mejoras de aquél. 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

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).

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.

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.

Boyle, G.E. y McCarthy, T.G. (1997): “A simple measure of β -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 Argenteria/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*, nº76,101-124.

- 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.; Mas, M. y Pérez, F. (2002): “Concentración, convergencia y desigualdad regional en España”, *Papeles de Economía Española* n°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 n°1307.
- Jenkins, S.P. (2000): “Modelling Household Income Dynamics”, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, ESRC Working Paper n° 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.): *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**.
- 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* n°93, pp. 109-121.
- Ruiz-Castillo, J. (1987): *La medición de la pobreza y la desigualdad en España*, Banco de España, Estudios Económicos, n°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*, n°134, 153-190.
- Sala-i-Martin, X. (1994): “Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence”, Discussion Paper n°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.