

ANATOMÍA DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1985-1996: LA CONTINUIDAD DE LA MEJORA

Josep OLIVER I ALONSO
Xavier RAMOS MORILLA
José Luis RAYMOND BARA (*)

I. INTRODUCCIÓN

DESDE mediados de los años setenta hasta principios de la década de los noventa, la distribución de la renta en España ha presentado una marcada tendencia a la mejora (1). Dicha mejora adquiere una relevancia mayor en el contexto internacional, ya que la mayoría de los países de la OCDE han experimentado una evolución contraria (2). A pesar de la abundante literatura aparecida en los últimos años, para España, la evidencia empírica disponible hasta hoy finaliza en 1990/91 (3). El presente trabajo se inscribe en la trayectoria de los estudios efectuados hasta la fecha, aunque ampliando el horizonte temporal hasta 1996 y tratando, con la misma metodología y a partir de la misma fuente de datos, el conjunto del período 1985-1996. Así, con la información de la *Encuesta continua de presupuestos familiares* (ECPF) para dicho período, la investigación efectúa un análisis riguroso de cuál ha sido la distribución de la renta para cada año y de los cambios que han tenido lugar en la misma. Al aplicar a todos los años la misma metodología, los resultados que se obtienen devienen del todo comparables, y las tendencias que se observan en estos doce años, en los que se asistió a un ciclo completo de crecimiento y crisis de la economía española, más claras.

En este sentido, la primera conclusión del trabajo indica que el proceso de mejora detectado hasta finales de los ochenta ha continuado en la primera parte de los noventa. Esta evolución es, obviamente, el resultado de numerosos cambios socioeconómicos y demográficos entre los que cabría destacar los cuatro que han merecido una mayor atención por parte de la literatura: 1) un empeoramiento de la distribución de los salarios, que representa el principal componente de la renta (4);

2) el papel redistributivo del gasto público, que reduce la desigualdad de la renta neta (5); 3) los importantes cambios de participación (en especial, femenina) en el mercado de trabajo y las modificaciones en el paro, que han ejercido un escaso impacto sobre la evolución de la distribución de la renta (6); y 4) los cambios en la estructura demográfica de la población, que han significado un aumento del peso de los hogares más envejecidos, lo que parece haber actuado a favor de la mayor igualación de las rentas (7).

El trabajo se estructura de la siguiente forma. El apartado II revisa la evidencia existente sobre la distribución de la renta en España. Tras poner de manifiesto las limitaciones de nuestro análisis y las opciones metodológicas en el apartado III, en el IV se analiza con detalle la distribución de la renta real neta equivalente para el período 1985-1996, así como su evolución. Un apartado de conclusiones cierra la exposición.

II. LA EVIDENCIA SOBRE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA HASTA PRINCIPIOS DE LA DÉCADA DE LOS NOVENTA

La literatura española sobre distribución de la renta aparecida en los últimos años ha venido destacando algunos hechos estilizados que, sintéticamente, podrían resumirse en cuatro grandes apartados. En primer lugar, y por lo que se refiere a la tendencia de la distribución de la renta, los trabajos basados en las diversas encuestas de presupuestos familiares (o en las encuestas continuas) ofrecen un panorama de continua mejora desde mediados de los setenta a 1990. No obstante, cuando el estudio se efectúa a partir de fuentes fiscales, los resultados son opuestos, observándose un empeoramiento en los ochenta. Entendemos, no obstante, que los datos fiscales pueden hallarse contaminados por la evolución del fraude, dado que el grado de ocultación de rentas no ha permanecido estable. Un segundo aspecto se refiere al hecho de que ese proceso tiene lugar en un contexto de empeoramiento de la distribución de salarios, la principal fuente de renta familiar (8). En tercer lugar, ni el aumento del paro ni la creciente participación femenina en el mercado de trabajo parecen haber tenido consecuencias relevantes sobre la mejora en la distribución de la renta anteriormente apuntada. Finalmente, cuando a la renta de las familias se incorpora el gasto público (tanto el monetario como el pagado en especie) la distribución de la renta acentúa su mejora.

A efectos del presente trabajo, quizás el aspecto más relevante es el consenso existente sobre la reducción de la desigualdad de la renta familiar en la década de los ochenta, cuando se utiliza información procedente del INE (EPF o ECPF). Esa distribución más igualitaria ha tenido lugar en una situación en la que se produjeron importantes aumentos del paro (9), incrementos en la disparidad salarial (10), cambios demográficos importantes, aumentos notables de la participación femenina en el mercado de trabajo (11), e importantes avances en el gasto público. Además, esta tendencia se sitúa en oposición a la que han presentado otros países. De esta forma, mientras que en España el índice de Gini de la renta monetaria disponible equivalente (12) cae, entre 1980-81 y 1990-91, de 0,32958 a 0,30534 (Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta, 1996: 371), en Suecia, Gran Bretaña o EE.UU. el proceso ha sido el opuesto (con datos desde finales de los setenta a mediados de los ochenta). Por su parte, en Canadá, Francia, Holanda y Alemania la distribución de la renta hasta mediados de los ochenta se mantenía prácticamente estable (13).

En efecto, para los años ochenta, los estudios efectuados con las EPF y, parcialmente, con algunas ECPF muestran una disminución de la desigualdad, tanto si la variable utilizada es el consumo como si es la renta (bruta, neta o corregida) (14). El primer trabajo en España que comparó la distribución de la renta de 1973-74 con la de 1980-81 fue el de Julio Alcaide (1983), que posteriormente amplió su análisis a parte de la década de los ochenta con datos procedentes de las ECPF (Alcaide, 1989 y 1991). Sus resultados se inscriben en esa evidencia que muestra una continua mejora desde mediados de los setenta. Continuando con esta línea de investigación, las aportaciones de Bosch, Escribano y Sánchez (1989), con datos de gasto, observan una ligera mejora en la distribución de la renta entre 1973-74 y 1980-81, mientras que Escribano (1990) confirma la caída de la desigualdad en la distribución de la renta en el período 1973-74 a 1986 (EPF y ECPF). Por su parte, Revenga (1991) obtiene la misma tendencia desde los años sesenta, y Ayala y otros (1996) la corroboran en la década de los ochenta, tanto utilizando renta como consumo, explicándose una tercera parte de esa reducción por la disminución de las desigualdades inter-regionales. Igualmente, del Río y Ruiz-Castillo (1996) obtienen que entre 1980-81 y 1990-91 la desigualdad relativa mejoró, las mismas conclusiones a las que llegaron Álvarez y otros (1996), Martín-Guzmán y otros (1996), Pérez y otros (1996) y Mercader-Prats (1997). Finalmente, cabe destacar los trabajos de Cowell, Lit-

chfield y Mercader (1999) y de Goërllich y Mas (1999), confirmándose en ambos la tendencia apuntada a la mejora en la distribución. En la literatura internacional, esa evolución hacia una mejora relativa (en un contexto de una situación de desigualdad absoluta mayor) ha sido destacada en numerosos trabajos (Atkinson y otros, 1995; Zaidi y de Vos, 1998; Smeeding y Gottschalk, 1995, y Gottschalk y Smeeding, 1998). Estos últimos sitúan a España con una desigualdad en los ochenta claramente por encima de la mayoría de países considerados (con la excepción de EE.UU. y Gran Bretaña al final de la década), y consideran que nuestro país ha mantenido, *en una banda del -4 por 100 al +4 por 100*, su distribución de la renta en ese período. No obstante, y como se ha indicado, esta evolución es contrapuesta a la que se obtiene en algunos trabajos con datos de tipo fiscal (15). Los estudios de Castañer (1991), Lasheras, Rabadán y Salas (1993), Melis y Díaz (1993), o Lambert y Ramos (1997), sugieren que el proceso de mejora que se observa a partir de los datos de las EPF en los años ochenta no ha sido tal.

Un segundo hecho estilizado que se desprende de la literatura sobre la desigualdad en España en los ochenta enfatiza el amplio consenso en relación con el papel redistributivo del gasto público (Medel, Molina y Sánchez, 1988; Bandrés, 1990 y 1993, y Gimeno, 1993). El trabajo de Medel y otros (1988) muestra que, para 1980-81, la incorporación del gasto público hace decrecer drásticamente la desigualdad, resultado parecido al obtenido por Bandrés (1990) para el mismo ejercicio de 1980-81. A partir de estas estimaciones, las disponibles para 1990-91 muestran resultados un tanto contradictorios, ya que mientras Bandrés (1993) sugiere una mejora en la distribución entre los dos ejercicios, Gimeno (1993) obtiene el resultado contrario. Melis y Díaz (1993), por su parte, utilizando también datos fiscales, obtienen que la desigualdad en hogares con un solo perceptor de ingresos aumenta entre 1986 y 1989.

En tercer lugar, la mejora observada en la distribución de la renta en los ochenta se da en el marco de un empeoramiento de la distribución de los salarios. Ayala y otros (1996) obtienen una mayor desigualdad salarial en 1990 que en 1980, ratificando las conclusiones obtenidas en otros estudios previos (Revenga, 1991), y reforzando las conclusiones de Díaz y Melis (1993). Así, a diferencia de otros países (16), en España el que no haya aumentado la desigualdad sería el resultado del comportamiento de la misma entre los sustentadores principales (17), más que a una eventual

compensación de otros perceptores que, por otra parte, son víctimas de elevadas tasas de paro.

El cuarto fenómeno a destacar se refiere al escaso impacto que el paro y la incorporación femenina al mercado de trabajo han tenido sobre la distribución de la renta. Ya Revenga (1991) se sorprendía del escaso efecto negativo del paro en la distribución familiar de la renta, llegando a la conclusión de que ello tenía que ver tanto con su composición (concentrado en jóvenes menores de 30 años), como en las modificaciones en la estructura familiar que tuvieron lugar en la década de los ochenta, actuando las familias de colchón de seguridad frente al aumento del paro juvenil. De hecho, Revenga encuentra una correlación positiva entre aumento del paro y tamaño familiar, que vendría explicada por dicho fenómeno (18). Por su parte, Ayala y otros (1996) también insisten en la misma tesis (19), destacando dos razones para justificar esta falta de relación entre paro y desigualdad. Por una parte, la estructura del paro. En efecto, este proviene mayoritariamente del aumento de la participación femenina y de los jóvenes, situación que se contrapone al bajo nivel y la práctica constancia de la tasa de paro de sustentadores principales (un 5,5 por 100 entre 1980 y 1990). Por otra parte, el aumento de los desempleados beneficiarios de transferencias públicas también habría operado en esa misma dirección. En otro orden de ideas, cabe destacar las conclusiones de Alba y Collado (1999), quienes, con datos de las EPF, analizan el papel de la creciente participación femenina en el mercado de trabajo, y en especial, el de las mujeres casadas (cuya tasa de actividad pasó del 22,8 por 100 en 1980 al 33,8 por 100 en 1990), concluyendo que ese factor tuvo una repercusión menor, ya que se produjo de forma parecida en los extremos de la distribución de la renta familiar (20).

Finalmente, otro factor que estaría operando en el proceso de mejora de la distribución de la renta en España tendría que ver con los cambios en la estructura demográfica de la población y las modificaciones que han tenido lugar en la distribución de la renta según edades. En efecto, en los ochenta han tenido lugar simultáneamente dos fenómenos que parecen haber favorecido una mejor distribución de la renta. Por una parte, y por lo que se refiere a los hogares más envejecidos, ha tenido lugar una mejora relativa en sus rentas (21), una reducción de la desigualdad dentro del grupo de los jubilados y una de ese colectivo en el conjunto de la población (22). Por otra parte, y respecto de los más jóvenes, se ha producido un empeora-

miento. En resumen, la modificación en la estructura de los hogares parece haber actuado en favor de la mayor igualación de las rentas (mientras la renta relativa de los hogares menores de 30 años había decrecido en un 10,3 por 100 entre 1980 y 1990, había aumentado en un 5,6 por 100 para los mayores de 65 años).

Los importantes cambios de participación en el mercado de trabajo, las modificaciones en la tasa de paro, el creciente peso de los pensionistas en el total de la población, la dinámica salarial, las alteraciones en el papel del sector público, entre otros factores relevantes, definen un conjunto de causas que han acabado determinando la evolución de la renta en España en esos años y a lo largo de la década de los noventa. Como de la propia enumeración se deduce, de esa pintura un tanto expresionista de las principales tendencias de la distribución de la renta en España únicamente interesa aquí el proceso de continuada mejora. Ése es el punto de partida de este artículo, que contrasta si dicho proceso se mantiene al trabajar con una serie homogénea como la utilizada en esta investigación (la ECPF 1985-1996).

III. LIMITACIONES DEL ANÁLISIS Y OPCIONES METODOLÓGICAS

La investigación se basa en la información suministrada por la *Encuesta continua de presupuestos familiares* (ECPF). Ésta se efectúa para conocer la evolución del gasto de los hogares, entrevistando, aproximadamente, a unas 3.000 unidades familiares por trimestre, y permaneciendo seis períodos cada familia en la muestra. Como es conocido, la ECPF tiene diversos problemas, además del derivado de la amplitud de la muestra; los principales que hay que tomar en consideración al trabajar con la ECPF podrían sintetizarse en los tres siguientes. En primer lugar, los derivados de la de imputación de la renta familiar en términos anuales. En segundo término, los que tienen su origen en la infravaloración de la renta y el consumo en la ECPF en relación con la CNE. Finalmente, aquellos que afectan a las estructuras de ponderación de las diversas fuentes de ingreso (real o imputado), también respecto de los agregados de la CNE.

Comenzando por los problemas de imputación, éstos derivan tanto del hecho de que las familias no suelen permanecer los seis trimestres que la encuesta demanda como del momento en el que se formulan las preguntas a los hogares. En efecto, como la ECPF pregunta a las familias sobre

CUADRO N.º 1

INGRESOS DE LOS HOGARES (*) Y RENTA DISPONIBLE DE LAS FAMILIAS, SEGÚN LA ECPF Y LA CNE. 1985-1996
Millones de pesetas y diferencia en porcentaje

AÑO	ECPF (a)	CNE (b)	100 (a/b)
1985	12.845.273	19.168.200	67,0
1986	14.248.602	21.892.743	65,1
1987	16.021.365	23.744.120	67,5
1988	17.761.607	26.309.893	67,5
1989	20.341.837	29.253.281	69,5
1990	23.197.935	33.103.474	70,1
1991	25.983.278	36.684.006	70,8
1992	28.891.272	39.189.771	73,7
1993	30.202.455	41.766.685	72,3
1994	31.535.445	43.251.936	72,9
1995	33.384.272	46.968.786	71,1
1996	35.041.782	49.249.200	71,2

(*) Monetarios y no monetarios.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las ECPF.

sus ingresos del trimestre anterior, las pagas extraordinarias del último trimestre de cada año aparecen contabilizadas en el primero del siguiente. A pesar de las limitaciones de los datos de renta de la ECPF, para simplificar y poder incorporar a cada uno de los años las pagas extraordinarias, se ha optado por utilizar los datos correspondientes al segundo trimestre de cada año, y elevarlos al año y al conjunto de la población española, previa multiplicación por los correspondientes factores de elevación temporal y familiar. En segundo lugar, y como es bien conocido, las cifras de ingreso (y también las de gasto, aunque en menor proporción) que se derivan de las ECPF presentan una clara infravaloración respecto de los agregados de la CNE. Esas diferencias son relativamente importantes, aunque decrecientes a lo largo del período, oscilando en torno a una infravaloración del ingreso próxima a un tercio del que muestra la CNE (cuadro n.º 1). Algunas de estas diferencias derivan directamente del distinto objeto de la ECPF y de la CNE. Éste es, en efecto, el caso de los hogares colectivos que, por propia definición de la ECPF, quedan excluidos de la encuesta (23). Además, en la ECPF el importe de los alquileres imputados a la vivienda principal constituye una parte más relevante del total de los ingresos que lo que las cifras de CNE muestran. Los alquileres imputados de la ECPF representan cerca del 15 por 100 de todos los ingresos netos (monetarios y no monetarios) frente a algo más del 8 por 100 en la CNE (24).

Finalmente, quizás el problema más relevante con el que hay que enfrentarse al utilizar esta base

de datos es el derivado de la sistemática infravaloración de las rentas del capital y de los empresarios individuales, lo que puede generar sesgos en el análisis de la distribución personal o familiar de la renta (25). En efecto, si se descuentan los alquileres imputados, dos características destacan de la distribución de ingresos de la ECPF con relación a la CNE: un mayor peso de las rentas del trabajo (en promedio del período 1985-1996, cerca de 10 puntos relativos más, del 57,4 por 100 al 47,1 por 100) y un mayor peso de las pensiones (21 por 100 frente a cerca del 16 por 100). Estas dos características son, lógicamente, la otra cara de la moneda de la infravaloración de las rentas de los empresarios independientes (14,4 por 100 frente al 23,9 por 100) y de las rentas puras del capital (1,4 por 100 frente al 7,6 por 100). En definitiva, excluyendo los alquileres imputados, los salarios y las pensiones se encuentran sobrerrepresentadas en la ECPF en unos 15 puntos porcentuales (unos 10 los salarios y 5 las pensiones), mientras que las rentas mixtas y las puras del capital se hallan sobrerrepresentadas en idéntico peso (aproximadamente 10 puntos las mixtas y 5 puntos las puras de capital) (26). Este sesgo hacia salarios y pensiones obliga a tomar con cautela los resultados que posteriormente se muestran. Además, y ese aspecto debe tenerse en cuenta en las conclusiones que se derivan de este trabajo, las cifras de la ECPF muestran una progresiva pérdida de peso de los salarios, de las rentas mixtas y del capital (que pierden 2, 1,4 y 0,3 puntos porcentuales sobre el total de la renta neta monetaria) en detrimento de las pensiones (que ganan 4 puntos entre 1985 y 1996) (27).

Finalmente, se han deflactado las rentas de cada familia por un IPC específico calculado para cada decila de renta (28). El impacto de ese procedimiento, sin ser neutral (*i.e.* mejora la distribución de la renta real), tampoco es sustantivo (29).

Con las debidas cautelas, no obstante, la base de datos disponible es la ECPF, y los resultados que en este artículo se presentan en ella se basan. En otro artículo (Oliver, Ramos y Raymond, 2001b), realizamos un riguroso y detallado análisis de robustez de los cambios distributivos que se presentan en el apartado IV y obtenemos que dichas tendencias son robustas a cambios en la definición de la renta, a cambios en la escala de equivalencia y a la presencia potencial de contaminación en los datos, especialmente en las colas de la distribución.

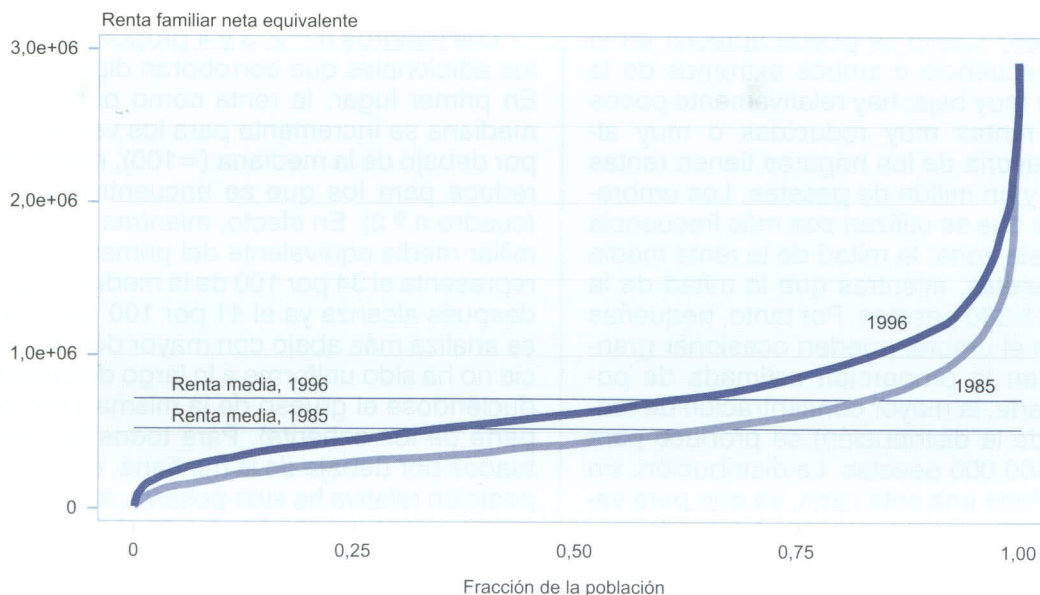
IV. LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA REAL NETA EQUIVALENTE EN ESPAÑA Y SU EVOLUCIÓN DURANTE EL PERÍODO 1985-1996

En este apartado se analizan los cambios en la distribución de la renta que han tenido lugar entre 1985 y 1996, con base en la renta real neta equivalente (30) —según la escala de equivalencia de la

OCDE (31)— y utilizando un amplio abanico de métodos, tanto gráficos como analíticos.

La cabalgata de Pen (1971) proporciona una primera ilustración de la distribución de la renta en España en 1996. Para construirla, imagínese que la altura de los individuos (léase hogares) corresponde a su renta. Si se ordenan de acuerdo con su nivel de renta (altura) y se hacen desfilar durante una hora, el perfil de la cabalgata sería el que ilustra el gráfico 1 (32). La cabalgata de rentas para 1996 está integrada por una gran mayoría de enanos y unos cuantos gigantes que aparecen en el último par de minutos. A los 5 minutos de comenzar la cabalgata los individuos que desfilan miden tan sólo 73 centímetros de altura (lo que equivale a una renta de 297.395 pesetas). Para poder ver al primer individuo cuya altura sea el doble que el que ha desfilado a los 5 minutos hay que esperar otros 22 minutos. A la media hora (mediana) la altura se sitúa algo por encima del metro y medio (153 cm.), mientras que al cabo de 7 minutos pasa el individuo medio, con una altura de 175 centímetros. A partir de aquí hay que esperar otros 20 minutos (es decir, a 3 para el final) para ver al primer individuo que mide el doble de la media. Finalmente, los dos últimos individuos, miden 13,85 y 21,52 metros respectivamente.

GRÁFICO 1
LOS CAMBIOS EN LA CABALGATA DE RENTAS DE PEN, 1985 Y 1996



¿Cómo difiere esta cabalgata de la de 1985? La primera característica que destaca de la comparación de los resultados entre 1985 y 1996 es la mejora en la distribución de la renta entre esos dos años. Los individuos que desfilan en la cabalgata de 1996 son casi siempre más altos que sus homólogos de 1985 (33). Es decir, la renta de cada uno de los individuos (percentiles) se ha incrementado a lo largo del período en términos reales. De hecho, la renta media por hogar en pesetas de 1985 ha pasado de las 512.512 pesetas en 1985 a las 712.934, un aumento del 39,1 por 100, a una tasa media anual del 3,1 por 100. Esta cifra, no obstante, encubre ritmos de avance muy distintos según años, desde los incrementos máximos del período 1988-1990 (con ritmos de crecimiento del 6,3 por 100, 6,5 por 100 y 5,9 por 100) y aumentos mínimos o caídas en otros ejercicios (reducciones de -0,8 por 100 y de -0,7 por 100 en 1986 y en 1994, y avances del 1,7 por 100 y del 0,4 por 100 en 1995 y 1996). Con estos resultados, puede afirmarse de forma inequívoca que el bienestar social se ha incrementado para todas las funciones de bienestar social individualistas, simétricas, aditivamente separables y crecientes con la renta (34) (criterio de «dominancia de rango» de Saposnik, 1981). Al mismo tiempo también se puede concluir que la proporción de hogares en la pobreza ha disminuido, independientemente del umbral de pobreza utilizado (35) (Atkinson, 1987).

En comparación con el diagrama de Pen, la función de densidad de la renta nos permite observar con más detalle lo que está pasando tanto entre las rentas medias como entre las rentas más bajas. ¿Qué forma tiene la función de densidad de la renta en 1985? Como se puede apreciar en el gráfico 2, la frecuencia a ambos extremos de la distribución es muy baja: hay relativamente pocos hogares con rentas muy reducidas o muy altas (36). La mayoría de los hogares tienen rentas entre 250.000 y un millón de pesetas. Los umbrales de pobreza que se utilizan con más frecuencia se sitúan en esta zona: la mitad de la renta media es 256.256 pesetas, mientras que la mitad de la mediana es 213.380 pesetas. Por tanto, pequeñas variaciones en el umbral pueden ocasionar grandes cambios en la proporción estimada de pobres. Por su parte, la mayor concentración de rentas (la moda de la distribución) se produce para una renta de 300.000 pesetas. La distribución, sin embargo, no tiene una sola cima, ya que para valores de 500.000 pesetas aparece otro máximo, aunque con una frecuencia menor. La función de distribución no parece ser, por tanto, unimodal, sino bimodal. Esta gran concentración de rentas en

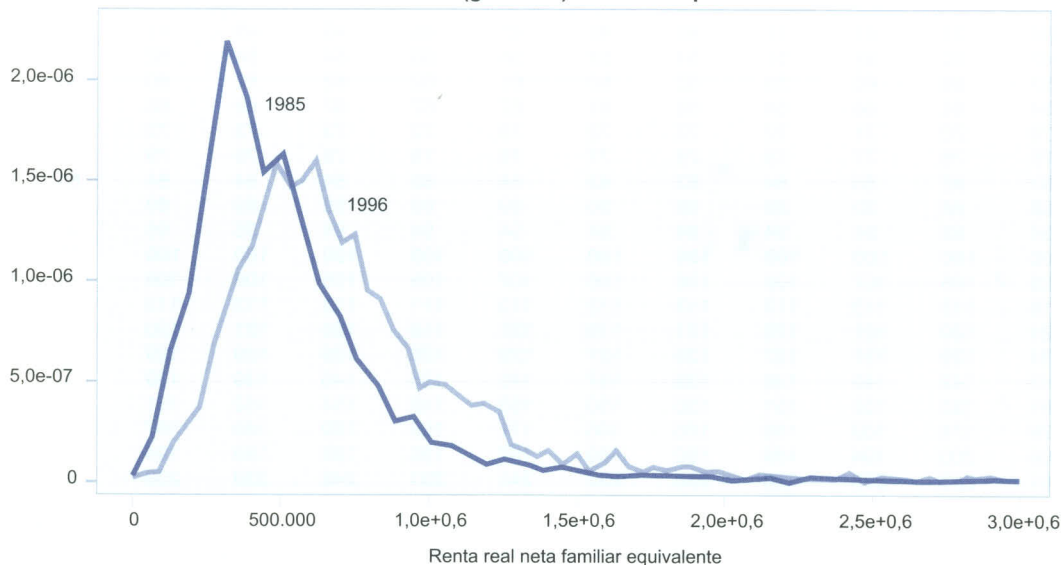
varios puntos de la distribución puede generar un fenómeno que es distinto al de la desigualdad: la polarización (37). No obstante, esta distribución bimodal puede ser el resultado de accidentes muestrales: la estimación de la función de densidad de la renta con una ventana más ancha (la ventana óptima) resulta en una función unimodal —véase el panel (b) del gráfico 2. Finalmente, la bajada tiene una pendiente menos pronunciada que la subida y también es más irregular; en la falda derecha de la montaña, por ejemplo, se encuentra un pequeño altiplano para rentas de 900.000 pesetas.

¿Cómo ha cambiado la forma de la distribución tras más de una década? (38) Dos cambios saltan a la vista: 1) se ha desplazado a la derecha, 2) las cimas no son tan altas como en 1985, y ahora tienen la misma altura. El desplazamiento de la distribución hacia la derecha corrobora el incremento de renta para todos los hogares. Sin embargo, la forma de la misma ha cambiado substancialmente. Utilizando la ventana más estrecha —panel (a)—, la distribución sigue siendo bimodal (con las modas situadas en las 475.000 y 600.000 pesetas del año 1985), pero con una frecuencia menor a la de 1985 (de hecho, la frecuencia es prácticamente la misma que la menor de las modas de 1985). Esta reducción en la concentración de la renta tiene un efecto negativo sobre la desigualdad, que se ve más que compensado por el incremento de la frecuencia en la parte media de la distribución (entre 500.000 y 1.500.000 pesetas). Es decir, la desigualdad se reduce entre 1985 y 1996.

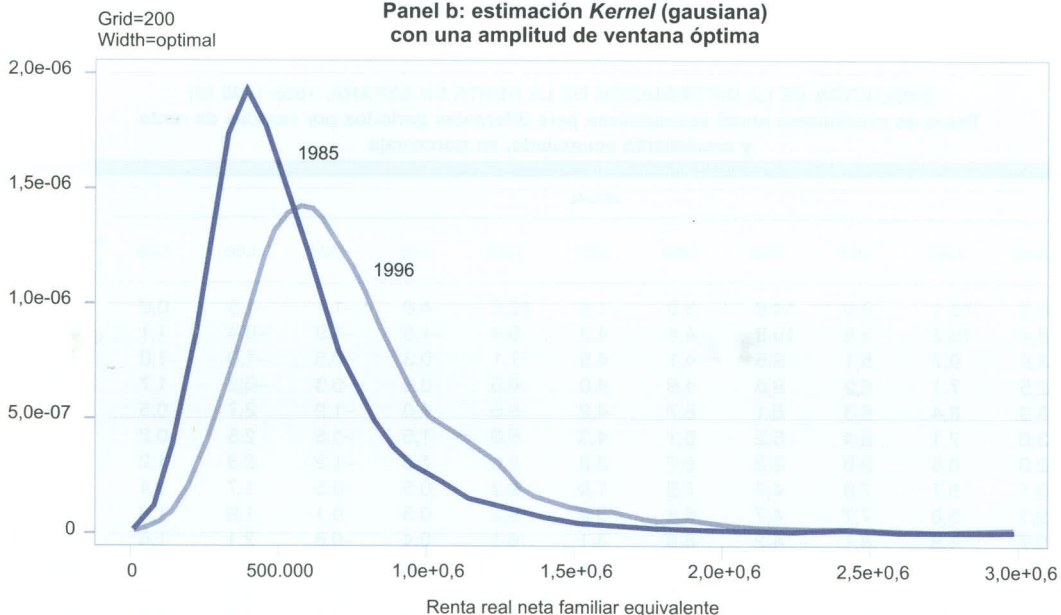
Los cuadros n.^{os} 2, 3 y 4 proporcionan elementos adicionales que corroboran dicha conclusión. En primer lugar, la renta como porcentaje de la mediana se incrementa para los ventiles situados por debajo de la mediana (=100), mientras que se reduce para los que se encuentran por encima (cuadro n.^o 2). En efecto, mientras que la renta familiar media equivalente del primer ventile en 1985 representa el 34 por 100 de la mediana, doce años después alcanza ya el 41 por 100 (aunque, como se analiza más abajo con mayor detalle, la ganancia no ha sido uniforme a lo largo del período, produciéndose el grueso de la misma en la segunda parte de los ochenta). Para todos los ventiles situados por debajo de la mediana, el cambio en su posición relativa ha sido positivo, aunque monótonicamente decreciente, desde el 18,4 por 100 de ganancia relativa del primer ventile hasta el 0,8 por 100 del noveno. Contrariamente, la distancia relativa de los ventiles situados en la parte más alta de

GRÁFICO 2
FUNCIÓN DE DENSIDAD DE LA RENTA REAL NETA EQUIVALENTE EN ESPAÑA,
1985 Y 1996, A PRECIOS DE 1985

Panel a: estimación *Kernel* (gausiana) con una amplitud de ventana de 10.000



Panel b: estimación *Kernel* (gausiana) con una amplitud de ventana óptima



la distribución se ha comprimido en esos doce años, también con un perfil cada vez más acentuado (con la excepción del ventíl 18º). De esta forma, mientras el 11º ventíl perdía un 1,2 por 100 en su posición relativa con relación a la renta mediana,

el último ventíl veía caer su posición en cerca del 10 por 100.

En segundo término, las tasas anualizadas de crecimiento de la renta (cuadro n.º 3) decrecen

CUADRO N.º 2

EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA. 1985-1996 (I)
Índice mediana=100 y cambio 1985-1996 en porcentaje

Percentil	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	Cambio 1985/1996
5	34	37	41	41	45	45	43	45	43	43	41	41	18,4
10	47	50	52	51	54	53	54	55	54	54	52	52	10,3
15	57	58	60	59	62	60	61	62	62	62	60	60	5,4
20	64	64	66	64	68	67	67	67	67	68	66	66	3,1
25	70	70	71	72	73	72	73	73	73	73	73	72	3,6
30	75	76	77	78	78	77	78	78	79	79	79	78	3,6
35	81	82	83	84	83	83	84	83	84	84	84	84	2,6
40	88	88	89	89	89	90	89	89	89	89	89	89	1,4
45	94	93	94	94	94	94	94	94	94	95	95	95	0,8
50	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	0,0
55	108	106	107	106	106	106	107	105	105	106	106	106	-1,2
60	116	113	113	113	113	112	113	111	113	113	113	114	-1,9
65	124	120	121	120	121	119	121	118	120	121	120	120	-3,2
70	134	129	131	127	129	127	129	126	129	129	129	129	-3,6
75	145	142	140	138	138	137	140	136	140	139	139	139	-4,4
80	161	155	152	151	150	150	153	149	154	152	151	152	-5,6
85	178	174	169	166	166	166	171	165	169	169	167	169	-5,3
90	208	203	194	189	190	189	197	190	195	193	194	190	-8,7
95	261	253	236	228	236	237	241	231	248	239	239	235	-9,9
Media	120	116	116	114	116	116	116	114	116	116	116	115	-4,6

CUADRO N.º 3

EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1985-1996 (II)
**Tasas de crecimiento anual acumulativas para diferentes períodos por ventiles de renta
y crecimiento acumulado, en porcentaje**

Percentil	ANUAL											Anualizada 1985/1996	Total 1985/1996
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996		
5	10,5	15,1	9,0	14,6	5,8	-1,6	12,5	-4,8	-1,1	-1,5	0,0	5,1	72,7
10	8,4	10,2	5,8	10,3	4,4	4,3	9,4	-1,8	-1,9	-0,4	1,1	4,4	60,9
15	4,5	9,7	5,1	9,5	4,1	4,5	7,1	0,3	-0,3	-1,0	1,0	4,0	53,7
20	2,5	7,1	6,2	9,5	4,9	4,0	6,0	0,8	-0,3	-0,2	1,7	3,8	50,5
25	3,3	6,4	8,3	6,1	5,7	4,2	5,5	1,0	-1,2	2,7	0,5	3,8	51,1
30	3,6	7,1	8,4	5,2	5,1	4,3	6,0	1,5	-1,5	2,5	0,2	3,8	51,1
35	2,9	6,5	9,0	3,8	6,7	3,8	5,0	1,5	-1,2	2,3	1,2	3,7	49,6
40	3,1	5,7	7,8	4,7	7,5	1,9	6,2	0,5	-0,5	1,7	1,4	3,6	47,9
45	2,1	5,8	7,7	4,7	6,4	3,2	5,2	0,8	0,1	1,9	1,6	3,6	47,0
50	2,7	4,8	8,1	4,2	6,6	3,1	6,1	0,4	-0,8	2,1	1,6	3,5	45,9
55	1,1	5,5	8,0	4,1	6,5	3,9	4,3	0,2	-0,4	2,4	1,9	3,4	44,1
60	-0,2	5,0	7,8	4,6	5,8	3,9	3,8	2,1	-0,7	2,2	2,4	3,3	43,1
65	-0,5	5,6	7,7	4,7	4,7	5,3	3,1	1,9	0,1	1,8	1,0	3,2	41,1
70	-0,5	6,0	5,2	5,3	5,0	4,7	4,0	2,7	-0,6	1,8	1,4	3,1	40,6
75	0,3	3,8	6,0	4,5	5,8	5,3	3,3	2,9	-1,1	2,2	1,0	3,1	39,5
80	-0,8	2,9	6,8	4,1	6,1	5,3	3,1	4,1	-2,1	1,2	2,1	3,0	37,7
85	0,3	1,7	5,9	4,2	6,7	6,1	2,1	3,0	-0,6	1,0	2,6	3,0	38,1
90	-0,3	0,6	5,2	4,5	6,0	7,6	2,6	3,1	-2,3	2,7	-0,1	2,6	33,2
95	-0,4	-2,0	4,0	8,3	7,0	4,8	1,5	8,0	-4,6	2,3	-0,4	2,5	31,5
Media	-0,8	4,6	6,3	6,5	5,9	3,8	4,1	2,1	-0,7	1,7	0,4	3,0	39,1

Nota: Las tasas de crecimiento están anualizadas según la siguiente fórmula $[(Y_t/Y_0)^{1/n}] - 1$.

CUADRO N.º 4

**EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1985-1996 (III): PROPORCIÓN POR VENTIL
Y PROPORCIÓN ACUMULADA POR VENTILES, 1985-1996**

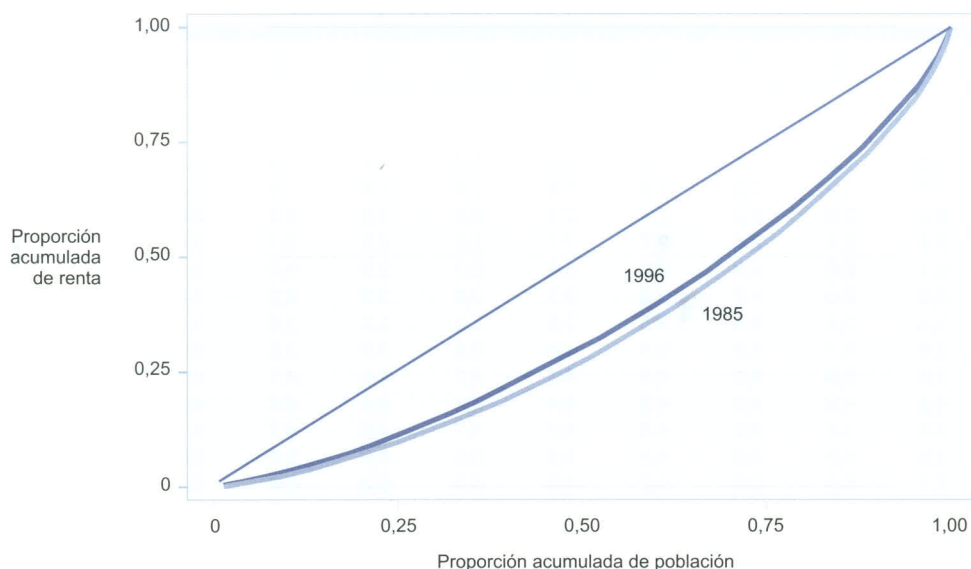
En porcentaje de la renta neta equivalente

Perc.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Proporción de cada ventil												
5	0,8	1,3	1,1	1,3	1,0	1,0	1,2	1,3	1,4	1,1	1,1	1,3
10	1,7	1,9	1,9	1,9	1,8	1,9	1,9	1,9	1,8	1,9	1,9	2,0
15	2,0	2,2	2,3	2,4	2,3	2,3	2,3	2,4	2,3	2,3	2,3	2,3
20	2,4	2,4	2,6	2,7	2,7	2,6	2,6	2,7	2,6	2,6	2,6	2,7
25	2,7	2,8	2,9	3,0	3,0	3,0	2,9	3,0	2,9	2,9	2,9	3,0
30	3,0	3,0	3,2	3,3	3,3	3,3	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2
35	3,3	3,4	3,5	3,5	3,6	3,5	3,5	3,6	3,5	3,5	3,5	3,5
40	3,6	3,7	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8
45	3,8	3,9	4,0	4,0	4,1	4,1	4,0	4,1	4,0	4,0	4,1	4,1
50	4,2	4,2	4,3	4,3	4,4	4,4	4,4	4,4	4,3	4,4	4,3	4,3
55	4,5	4,5	4,5	4,6	4,7	4,7	4,6	4,7	4,7	4,6	4,7	4,6
60	4,8	4,9	4,9	4,8	4,9	5,0	4,9	5,0	5,0	4,9	4,9	4,9
65	5,1	5,2	5,2	5,2	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,2
70	5,6	5,5	5,6	5,5	5,6	5,6	5,6	5,6	5,7	5,7	5,6	5,5
75	6,0	6,0	6,0	5,9	6,1	6,0	6,0	6,0	6,0	6,0	6,0	6,0
80	6,5	6,5	6,5	6,4	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,4
85	7,2	7,1	7,0	6,9	7,1	7,1	7,0	7,0	7,1	7,1	7,0	7,0
90	8,1	7,9	7,9	7,8	7,9	7,9	7,8	7,8	7,8	7,8	7,7	7,8
95	9,4	9,2	9,1	9,1	9,1	9,1	9,0	9,0	9,0	8,9	9,1	9,0
100	15,3	14,4	13,7	13,6	12,9	13,0	13,4	12,6	13,1	13,3	13,4	13,5
Proporción acumulada												
5	0,8	1,3	1,1	1,3	1,0	1,0	1,2	1,3	1,4	1,1	1,1	1,3
10	2,5	3,1	3	3,2	2,8	2,8	3,1	3,2	3,2	3,0	3,0	3,3
15	4,5	5,4	5,3	5,5	5,1	5,1	5,4	5,6	5,5	5,3	5,3	5,6
20	6,9	7,8	8,0	8,2	7,8	7,7	8,0	8,3	8,1	8,0	7,9	8,4
25	9,6	10,6	10,9	11,2	10,8	10,7	10,9	11,3	11,0	10,9	10,9	11,3
30	12,6	13,6	14,1	14,5	14,1	14,0	14,1	14,5	14,2	14,1	14,1	14,6
35	15,9	17,0	17,6	18,0	17,6	17,5	17,6	18,1	17,7	17,6	17,6	18,1
40	19,4	20,7	21,3	21,8	21,4	21,4	21,4	21,9	21,5	21,4	21,4	21,8
45	23,3	24,6	25,3	25,8	25,6	25,5	25,4	26,1	25,5	25,5	25,5	25,9
50	27,4	28,8	29,6	30,1	29,9	29,9	29,7	30,5	29,8	29,8	29,8	30,2
55	31,9	33,3	34,1	34,8	34,6	34,6	34,4	35,2	34,5	34,5	34,5	34,8
60	36,7	38,2	39,1	39,6	39,5	39,6	39,3	40,2	39,5	39,4	39,4	39,7
65	41,8	43,4	44,3	44,8	44,8	44,8	44,6	45,5	44,8	44,7	44,7	44,9
70	47,4	49,0	49,8	50,3	50,5	50,5	50,2	51,1	50,5	50,4	50,3	50,4
75	53,4	54,9	55,8	56,3	56,5	56,5	56,2	57,2	56,5	56,4	56,3	56,4
80	59,9	61,4	62,3	62,6	63,0	62,9	62,8	63,7	63,1	62,9	62,8	62,8
85	67,2	68,5	69,3	69,5	70,2	70,0	69,8	70,7	70,1	70,0	69,8	69,7
90	75,3	76,4	77,2	77,3	78,1	77,9	77,6	78,5	77,9	77,8	77,5	77,5
95	84,7	85,6	86,3	86,4	87,1	87,0	86,6	87,4	86,9	86,7	86,6	86,5
100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

monotónicamente con el ventil de renta, de tal forma que, para el período 1985-1996, la renta del ventil más pobre (el primero) crece el doble que la renta del casi más rico (penúltimo) (39), y únicamente los cuatro últimos ventiles presentan incrementos por debajo de los de la renta media.

Finalmente, en el cuadro n.º 4 se han reproducido los resultados de la concentración relativa de la renta neta equivalente para el período 1985-1996. Dividiendo la población en tres grupos según el nivel de renta —baja, media y alta—, observamos que la participación relativa de la renta del primer

GRÁFICO 3
CURVAS DE LORENZ DE LA RENTA NETA REAL EQUIVALENTE, 1985 Y 1996



grupo («más pobre») se incrementa substancialmente, mientras la del grupo «más rico» decrece. En efecto, el 35 por 100 de las familias con rentas netas equivalentes más bajas ha aumentado la proporción en el total de rentas desde el 15,9 por 100 que obtenía en 1985 al 18 por 100 de 1996 (una ganancia relativa del 13,2 por 100). Este incremento ha venido acompañado también de una mejora en el 35 por 100 de familias siguientes, cuyo peso en el total de la renta neta equivalente ha pasado del 31,6 por 100 de 1985 al 32,4 por 100 de 1996 (una mejora relativa menor que en el grupo anterior, de 2,5 por 100). Finalmente, el 30 por 100 de familias con rentas más elevadas ha visto reducir su parte en el total desde el 52,5 por 100 al 49,7 por 100 entre los mismos años (con una pérdida relativa de -5,3 por 100). De hecho, esta mejora relativa en las rentas más bajas es más perceptible cuando el análisis se efectúa por decilas o por ventilas de renta. Tomando en consideración las decilas, la primera ha aumentado su peso en un 32 por 100 (desde el 2,5 por 100 al 3,3 por 100) y, a partir de ella, los incrementos presentan una tendencia decreciente hasta la séptima decila, en la que el crecimiento fue nulo (manteniéndose en el 10,7 por 100 entre los extremos del período, aunque con alzas hasta 1989 y posteriores pérdidas). Las tres últimas decilas, por el contrario, presentan un perfil de crecientes pérdidas a medida

que se asciende por la escala de rentas: una caída del 0,8 por 100 en la octava (desde el 12,5 por 100 al 12,4 por 100), una reducción mayor del 4,5 por 100 en la novena (del 15,4 por 100 al 14,7 por 100) y, finalmente, una disminución muy superior en la última decila (del 8,9 por 100, desde el 24,7 por 100 al 22,5 por 100).

Si el análisis se efectúa por ventilas de renta, aparece más claramente la mejora concentrada en el primer 25 por 100 de las familias, mientras que las pérdidas se concentran en el 20 por 100 con rentas más elevadas. Así, el primer ventil es el que experimenta una mejora más relevante (del 62,5 por 100, desde el 0,8 por 100 al 1,3 por 100), mientras que el último es el que muestra una mayor caída (del 11,8 por 100, desde el 15,3 por 100 al 13,5 por 100). En definitiva, la desigualdad disminuye entre 1985 y 1996 (40). Finalmente, esta radiografía de la evolución de la desigualdad se ilustra de forma muy clara con la curva de Lorenz (gráfico 3). La distribución correspondiente a 1996 domina a la de 1985 en el sentido de Lorenz, lo que corrobora la dominancia de rango que mostraban los diagramas de Pen. Ello permite llegar a una conclusión relevante: de acuerdo con todos los índices de desigualdad estándares (41), la desigualdad de la renta disminuye a lo largo del período analizado.

Como es bien sabido, toda la información analizada hasta ahora se puede resumir o colapsar en un índice de desigualdad. Los índices de desigualdad utilizados en este trabajo son miembros de la familia de entropía generalizada (I_0 , I_1 y I_2), de la familia de índices de Atkinson ($A_{0,5}$ y A_1) y el coeficiente de Gini. A continuación, se definen dichos índices de forma breve (42).

La clase de índices de entropía generalizada (I_c) está compuesta por una familia de índices cuyos miembros se identifican mediante un parámetro (c) que expresa la sensibilidad del índice a diferencias de renta en distintas partes de la distribución.

$$I_c = \frac{1}{n} \frac{1}{c(c-1)} \sum_i \left[\left(\frac{y_i}{\mu} \right)^c - 1 \right], c \neq 0,1, \quad [1a]$$

$$I_0 = \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{\mu}{y_i}, c = 0, \quad [1b]$$

$$I_1 = \frac{1}{n} \sum_i \frac{y_i}{\mu} \log \frac{y_i}{\mu}, c = 1, \quad [1c]$$

donde $i = 1, \dots, n$ denota la unidad de análisis (familia o individuo), y es la variable de estudio (renta), y m es la renta media. El índice I_0 también se suele denominar desviación media de los logaritmos (MLD); el índice I_1 se corresponde con el índice popularizado por Theil (1967), y el índice I_c con parámetro de sensibilidad $c=2$ se corresponde con la mitad del coeficiente de variación al cuadrado. Cuanto mayor sea el parámetro c , más sensible será I_c a las diferencias de renta en la parte alta de la distribución.

La clase de índices de la familia de Atkinson (I_e) también está compuesta por una familia de índices cuyos miembros se identifican mediante un parámetro (e) de sensibilidad.

$$I_e = 1 - \frac{y_d}{\mu} \quad [2]$$

donde y_d es la renta equivalente distribuida igualmente, o la renta que, distribuida de forma igualitaria, proporciona el mismo nivel de bienestar social que la distribución de la renta presente (no igualitaria):

$$y_d = \left[\sum_i \frac{1}{n} y_i^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}}, e > 0, e \neq 1 \quad [3a]$$

$$y_d = \frac{1}{n} \sum_i \log y_i, e = 1 \quad [3b]$$

A diferencia de I_c , en el caso de I_e , cuanto mayor sea el parámetro e , más sensible será I_e a las diferencias de renta en la parte baja de la distribución. Nótese, además, que la clase de entropía generalizada definida en [1] incluye transformaciones monótonas de la clase de índices de la familia de Atkinson.

Finalmente, el coeficiente de Gini se puede expresar como:

$$Gini = \frac{\sum_i \sum_j \frac{y_i - y_j}{2n^2 \mu}}{1} \quad [4]$$

donde los subíndices i y j denotan dos unidades de análisis de la muestra.

¿Qué muestran los índices de desigualdad para el período 1985-1996? A grandes rasgos, la evolución de la desigualdad de la renta es independiente del índice utilizado. Como muestran el cuadro n.º 5 y el gráfico 4, el índice de Gini pasa de 0,331 en 1985 a 0,289 en 1996, mientras que el I_0 se reduce de 0,202 a 0,148 para los mismos años, el índice I_1 también presenta una caída similar (del 0,207 a 0,145), el índice I_2 se reduce desde 0,350 a 0,185, y los índices de Atkinson con parámetros de aversión a la desigualdad de 0,5 y 1 pasan de 0,094 a 0,069 y de 0,183 a 0,137, respectivamente. En todos los casos, como puede observarse, la mejora en todos los índices se sitúa por encima del 25 por 100, con la excepción del coeficiente de Gini (con una caída del 12,7 por 100).

Estos resultados están en consonancia con el grueso de trabajos basados en las encuestas de presupuestos (43). No obstante, nuestras estimaciones muestran un nivel de desigualdad superior y una reducción de ésta a lo largo del período más acentuada que los trabajos existentes. Estas discrepancias podrían provenir de diferencias en la definición de la variable renta y de la distinta equiparación de ésta.

¿Hasta qué punto la evolución de la desigualdad que se deriva de los índices estimados refleja fielmente la verdadera evolución ocurrida en la población? Como es bien sabido, variaciones muestrales pueden ocasionar diferencias importantes entre la desigualdad estimada a partir de datos muestrales y la existente en la población. Para comprobar la validez estadística de los estimado-

res de la desigualdad, se han calculado los errores estándar para distintos índices, obteniendo que la evolución de la desigualdad que muestran los índices estimados constituye un fiel reflejo de la verdadera evolución (poblacional) de la desigualdad.

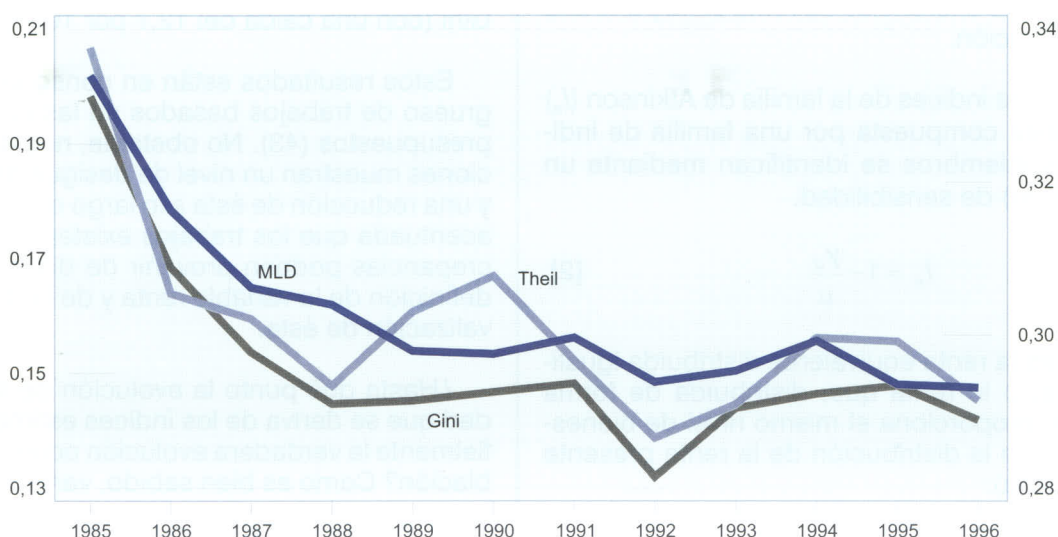
Finalmente, si concebimos el bienestar social como una función (creciente) de la renta per cápita y (decreciente) de la desigualdad (44), el panel inferior del cuadro n.º 5 muestra una clara mejora del bienestar en todos los años a excepción de 1994, en el que la renta per cápita decreció y la desigualdad aumentó. En otras palabras, en términos de bienestar social, los incrementos puntuales en la desigualdad de la renta acaecidos durante el período 1985-1996 se vieron más que compensados por el crecimiento de la renta per cápita.

El perfil que presenta la evolución de la desigualdad en España en el período analizado, como se ha indicado, no ha sido en absoluto homogéneo. El comportamiento de las tasas de crecimiento de la proporción de la renta para cada una de las ventilas de renta ilustra lo que ha ocurrido con la desigualdad en cada una de las fases del ciclo. Para el período de expansión (1985-1988, véase cuadro n.º 6), al igual que para toda la década analizada, las tasas de crecimiento de la propor-

ción de la renta decrecen de forma monótona con las ventilas. En el período de menor crecimiento económico (1988-1990) dicha relación se invierte, y son la mitad superior de las ventilas las que experimentan tasas de crecimiento más elevadas, mientras que la mitad inferior de las ventilas experimenta tasas de crecimiento negativas o cero. Este hecho ilustra el crecimiento de la desigualdad que se experimentó en este período y que recoge perfectamente el índice de Theil —más sensible a la cola inferior que el MLD o el Gini—, véase gráfico 4. Para las dos fases siguientes (1990-1992 y 1992-1995), las tasas de crecimiento tienen un comportamiento más errático. Finalmente, en la última fase de crecimiento económico (1995-1996) vuelve a aparecer, aunque con menor claridad, el patrón de crecimiento de la proporción de la renta por ventilas experimentado durante el primer período (1985-1988). Es decir, ganancia de la participación relativa de las ventilas más bajas y de pérdida de las más altas.

En resumen, aunque parece apreciarse un cierto carácter procíclico, hay que destacar que la mejora en la distribución de la renta en España para el conjunto del período 1985-1996 tuvo lugar, en su gran parte, en la segunda parte de los ochenta, cuando la economía estuvo creciendo a tasas muy elevadas. Para los cinco primeros ventiles —y a excepción del segundo—, la totalidad de la ga-

GRÁFICO 4
EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD DE LA RENTA REAL NETA EQUIVALENTE, 1985-1996



CUADRO N.º 5

ÍNDICES DE DESIGUALDAD Y BIENESTAR SOCIAL, 1985-1996

Índice	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Desigualdad												
/ ₀	0,202 (0,010)	0,178 (0,009)	0,165 (0,009)	0,162 (0,009)	0,154 (0,010)	0,153 (0,011)	0,156 (0,007)	0,148 (0,009)	0,150 (0,007)	0,156 (0,009)	0,148 (0,006)	0,148 (0,007)
/ ₁	0,207 (0,018)	0,164 (0,006)	0,160 (0,010)	0,148 (0,006)	0,161 (0,017)	0,167 (0,023)	0,152 (0,007)	0,139 (0,007)	0,145 (0,005)	0,156 (0,012)	0,156 (0,011)	0,145 (0,008)
/ ₂	0,350 (0,088)	0,198 (0,012)	0,219 (0,033)	0,182 (0,013)	0,267 (0,081)	0,324 (0,135)	0,195 (0,016)	0,175 (0,016)	0,173 (0,008)	0,229 (0,045)	0,221 (0,038)	0,185 (0,022)
Gini.....	0,331 (0,007)	0,309 (0,005)	0,298 (0,005)	0,291 (0,005)	0,291 (0,007)	0,293 (0,008)	0,294 (0,005)	0,282 (0,005)	0,291 (0,004)	0,292 (0,006)	0,293 (0,006)	0,289 (0,005)
A _{0,5}	0,094	0,080	0,075	0,071	0,073	0,074	0,072	0,066	0,069	0,073	0,072	0,069
A ₁	0,183	0,163	0,152	0,150	0,143	0,142	0,145	0,138	0,140	0,144	0,138	0,137
p90/p10.....	4,422	4,069	3,714	3,694	3,500	3,552	3,666	3,439	3,608	3,594	3,705	3,660
Bienestar social												
W _{0,5}	1,363	1,368	1,402	1,449	1,494	1,536	1,567	1,604	1,618	1,609	1,623	1,629
W ₁	12,945	12,960	13,019	13,083	13,154	13,212	13,246	13,294	13,313	13,300	13,325	13,330
Sen.....	342,750	351,325	373,381	400,799	426,630	450,933	467,232	494,649	498,937	493,928	501,809	506,929

Notas: Los índices de desigualdad están definidos en el texto. Los índices de bienestar social están definidos en la nota número 44. Errores estándar entre paréntesis.

CUADRO N.º 6

CRECIMIENTO DE LA PROPORCIÓN DE LA RENTA NETA EQUIVALENTE PARA VENTILES
DE RENTA NETA EQUIVALENTE POR PERÍODOS SIGNIFICATIVOS. 1985-1996
Tasas de crecimiento en porcentaje

Ventil	1985-1988	1988-1990	1990-1992	1992-1995	1995-1996	1985-1996
5	62,5	-23,1	30,0	-15,4	18,2	62,5
10	11,8	0,0	0,0	0,0	5,3	17,6
15	20,0	-4,2	4,3	-4,2	0,0	15,0
20	12,5	-3,7	3,8	-3,7	3,8	12,5
25	11,1	0,0	0,0	-3,3	3,4	11,1
30	10,0	0,0	-3,0	0,0	0,0	6,7
35	6,1	0,0	2,9	-2,8	0,0	6,1
40	5,6	0,0	0,0	0,0	0,0	5,6
45	5,3	2,5	0,0	0,0	0,0	7,9
50	2,4	2,3	0,0	-2,3	0,0	2,4
55	2,2	2,2	0,0	0,0	-2,1	2,2
60	0,0	4,2	0,0	-2,0	0,0	2,1
65	2,0	1,9	0,0	0,0	-1,9	2,0
70	-1,8	1,8	0,0	0,0	-1,8	-1,8
75	-1,7	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0
80	-1,5	1,6	0,0	0,0	-1,5	-1,5
85	-4,2	2,9	-1,4	0,0	0,0	-2,8
90	-3,7	1,3	-1,3	-1,3	1,3	-3,7
95	-3,2	0,0	-1,1	1,1	-1,1	-4,3
100	-11,1	-4,4	-3,1	6,3	0,7	-11,8

Nota: Tasas de crecimiento calculadas a partir del panel superior del cuadro n.º 4.

nancia había tenido lugar en los años 1985 a 1988; y el gran crecimiento que el ventíl más pobre muestra para el conjunto del período, ya se había conseguido en su totalidad en 1988.

Por su parte, las curvas de Lorenz correspondientes a los cuatro períodos del ciclo de esos años (expansión en 1985-1989, recesión en 1990-1991, crisis en 1993-1994 y nuevo proceso expansivo en 1995-1996) están prácticamente superpuestas, y por ello su representación gráfica no se muestra. No obstante, la proporción acumulada de la renta para los ventiles nos permite comprobar la dominancia de Lorenz. La curva de 1989 domina a la de 1985; la de 1991 cruza desde arriba a la de 1989 en el noveno ventíl; la de 1994 cruza también la de 1991 en el noveno ventíl, pero esta vez desde abajo; y finalmente, la de 1996 cruza desde arriba a la de 1994 en el 16º ventíl. Por lo que se refiere a las curvas de Lorenz generalizadas (CLG), para todos los períodos definidos, las correspondientes al final del período dominan a las del principio. Ello significa que el bienestar social se ha incrementado para todas las funciones de éste que cumplan las condiciones impuestas por el criterio de dominancia de rango y que además muestren aversión a la desigualdad (45) (criterio de «dominancia de Lorenz generalizada» de Shorrocks, 1983) (46). Finalmente, en términos del índice MLD, la desigualdad decrece hasta finales del período expansivo (1988-1989), aumenta en los años de recesión hasta el principio de la crisis (1990-1991), se reduce substancial y excepcionalmente para el año 1992, vuelve a incrementarse hasta el final del período de crisis, 1994, y decrece en los dos últimos años del período analizado, en los que la economía española experimenta el principio de la recuperación. Así, el comportamiento de la distribución de la renta presenta, en general, aunque con algunas excepciones importantes, un cierto carácter procíclico, de manera que mejora en las fases expansivas de 1985-1989 y de 1994-1996 y empeora o se mantiene en los períodos de recesión y crisis: 1990-1991 y 1993.

Desde una perspectiva comparada, la distribución de la renta en España en los ochenta presentaba dos características muy definidas: mayor desigualdad y, simultáneamente, una clara tendencia a su reducción. Ayala y otros (1996), al estudiar el proceso español desde mediados de los setenta a mediados de los ochenta, destacaban cómo en un conjunto de países (entre los que se encontraba España, Canadá, Francia, Holanda, Alemania, Suecia, Gran Bretaña y EE.UU.), sólo en el caso español podía hablarse de clara mejora. Para

Canadá, Francia, Alemania y Holanda la estabilidad (generalmente hasta la primera mitad de los ochenta) era la nota dominante, y en Suecia, Gran Bretaña y EE.UU. el crecimiento de la desigualdad fue la norma. No obstante esa característica, la segunda apuntada (una peor distribución de la renta) también se deduce de los datos aportados por Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta. Así, en 1980-81 el índice de Gini en España, que se situaba en 0,3373, superaba al de la totalidad de países considerados, e incluso su valor en 1990-91 era el más elevado de ese conjunto de países con la excepción de EE.UU. (0,3535 en 1986).

Esos dos aspectos se han mantenido desde finales de los ochenta a principios de los noventa. Para el período 1985-1992, la primera característica que destaca (cuadro n.º 7) es el valor relativamente elevado de la *ratio* entre la primera y la décima decila para el caso español, comparando los resultados obtenidos en esta investigación con los presentados por Gottschalk y Smeeding (1997), que analizan la información disponible para diecinueve países de la OCDE a lo largo de los ochenta (o finales de los setenta). Así, para 1985, dicho valor para España se situaba en 4,4, muy por encima de valores de Francia y Alemania (3,0 y 3,5, referidos ambos a 1984) o de Luxemburgo (2,9). Igualmente, para 1991, aunque la relación entre la renta media de la décima decila y de la primera había descendido hasta 3,7, ésta continuaba situándose por encima de las *ratios* que presentaban países como Finlandia (2,7), Holanda (3,5) o Italia (3,1). No obstante, la distribución de la renta en España ese año mostraba una desigualdad menos acusada que la que presentaban Canadá (3,9) o Estados Unidos (5,8). Finalmente, con datos de 1992, de nuevo el valor de dicha *ratio* para España (3,4) superaba ampliamente al de Suecia, Bélgica o Noruega (los tres países con un valor de 2,8) y Holanda (2,9). En definitiva, la desigualdad en España en esos años se sitúa en una posición intermedia entre los bajos niveles de los países nórdicos, Bélgica, Luxemburgo y Holanda o Alemania y los elevados valores de Canadá y Estados Unidos.

Por lo que se refiere al segundo aspecto, a la dinámica de dicha desigualdad, en líneas generales su disminución en los ochenta y en la primera mitad de los noventa presenta ciertas similitudes compartidas por un reducido grupo de ellos. Así, hasta principios de los noventa, únicamente Italia presenta una reducción de la desigualdad (1977-1991) superior al 5 por 100. En el otro extremo de la distribución, destaca Gran Bretaña como el país que ha presentado un empeoramiento más intenso (superior a

CUADRO N.º 7

**RATIO ENTRE LOS INGRESOS DE LA DÉCIMA Y PRIMERA DECILAS
PARA ALGUNOS PAÍSES DE LA OCDE Y ESPAÑA. 1990-1992**

	1985	1990	1991	1992
España	4.422	3.552	3.666	3.439
Alemania (*).....	3.010			
Francia (*).....	3.480			
Luxemburgo.....	2.950			
Finlandia.....			2.740	
Suecia.....				2.780
Bélgica.....				2.790
Noruega.....				2.800
Dinamarca.....				2.860
Holanda.....			3.050	
Italia.....			3.140	
Canadá.....			3.900	
EE.UU.			5.780	

(*) 1984.

Fuente: Para España, elaboración propia. Para el resto de países, GOTTSCHALK y SMEEDING (1997).

un aumento del 30 por 100 en el índice de Gini), seguida de EE.UU. y Suecia (con cambios entre el 16 por 100 y el 29 por 100). Con aumentos de la desigualdad relativamente reducidos (entre el 5 por 100 y el 10 por 100) se encuentran Dinamarca, Nueva Zelanda, Japón, Holanda, Noruega y Bélgica. Por su parte, en una situación de práctico mantenimiento, Gottschalk y Smeeding destacan a Canadá, Israel, Finlandia, Francia, Irlanda y Alemania Occidental, junto a España. Las razones que subyacen a este amplio conjunto de resultados son múltiples y, en líneas generales, tienen poco que ver con la distribución inicial de la renta disponible. Es decir, países con escasa desigualdad (caso de Suecia o Finlandia) presentan modificaciones en los ochenta y primeros noventa (para Suecia, 1980-1993, y para Finlandia 1981-1992) muy dispares, con un aumento muy notable en el caso sueco y un práctico mantenimiento en el de Finlandia. Igualmente, la desigualdad ha aumentado de forma notable en Gran Bretaña (1981-1991), mientras se ha reducido en Italia (1977-1991), cuando ambos países presentaban una distribución de la renta al inicio de esos períodos muy parecida.

V. CONCLUSIONES

A modo de síntesis, los resultados obtenidos en esta investigación podrían resumirse en los siguientes términos:

En primer lugar, cabe hablar de un proceso de mejora notable en la distribución de la renta entre 1985-1996. En efecto, este proceso aparece nítidamente tanto si se mide en términos del ritmo de cambio de la renta real neta equivalente de cada ventíl de renta como respecto de la concentración de renta de cada ventíl. En el primer caso, para el período 1985-1996 la renta del ventíl más pobre (el primero) crece el doble que la renta del casi más rico (penúltimo). Por su parte, el 35 por 100 de las familias con rentas netas equivalentes más bajas ha aumentado la proporción en el total de rentas, desde el 15,9 por 100 que obtenían en 1985 al 18 por 100 de 1996 (una ganancia relativa del 13,2 por 100). Este incremento ha venido acompañado también de una mejora en el 35 por 100 de familias siguientes, cuyo peso en el total de la renta neta equivalente ha pasado del 31,6 por 100 de 1985 al 32,4 por 100 de 1996 (una mejora relativa menor que en el grupo anterior, de 2,5 por 100). Finalmente, el 30 por 100 de familias con rentas más elevadas ha visto reducir su parte en el total desde el 52,5 por 100 al 49,7 por 100 entre los mismos años (con una pérdida relativa de -5,3 por 100). De hecho, este proceso de mejora es todavía más patente si se contemplan los cambios de la renta concentrada en cada ventíl entre 1985 y 1996: el primer ventíl es el que experimenta una mejora más relevante (del 62,5 por 100, desde el 0,8 por 100 al 1,3 por 100), mientras que el último es el que muestra una mayor caída (del 11,8 por 100, desde el 15,3 por 100 al 13,5 por 100). Hay que subrayar que los resultados cualitativos en cuanto

a la evolución de la desigualdad son independientes del índice utilizado. Así, mientras el índice de Gini pasa de 0,331 en 1985 a 0,289 en 1996, el MLD se reduce de 0,202 a 0,148 para los mismos años. En cuanto al índice de Theil, ofrece resultados similares al MLD.

En segundo término, los resultados obtenidos en esta investigación están en consonancia con el grueso de trabajos basados en las encuestas de presupuestos, aunque nuestra estimación muestra un nivel de desigualdad superior y una reducción de ésta a lo largo del período más acentuada que en los trabajos existentes, discrepancias que podrían provenir de diferencias en la definición de la variable renta y de la distinta escala de equivalencias empleada.

En tercer lugar, y a la luz de estos resultados, puede afirmarse, de forma inequívoca, que el bienestar social se ha incrementado para todas las funciones de bienestar social individualistas, simétricas, aditivamente separables y crecientes con la renta, mientras que, al mismo tiempo, también se puede concluir que la proporción de hogares en la pobreza ha disminuido, independientemente del umbral de pobreza utilizado.

En cuarto lugar, esta mejora entre 1985 y 1996 encubre, no obstante, avances muy distintos según años. En efecto, aunque se aprecia un cierto carácter procíclico, hay que destacar que la mejora observada en la distribución de la renta tuvo lugar, principalmente, en la segunda parte de los ochenta. En efecto, en los cinco primeros ventiles, la totalidad de la ganancia (con la excepción del segundo) había tenido lugar en los años 1985 a 1988. A partir de entonces se asistió a un proceso más errático de mejoras en algunos años (1989 para algunos ventiles, o 1991 y 1992, e incluso 1993, para otros) y de pérdidas claras o mantenimiento en 1994 y 1995. El último año de crecimiento, en cambio, ha significado, en general, una recuperación de las pérdidas acumuladas en este período intermedio.

En quinto lugar, y desde una perspectiva comparada, la distribución de la renta en España en los ochenta y primeros noventa presentaba dos características muy definidas: mayor desigualdad y, simultáneamente, una clara tendencia a su reducción. En efecto, la *ratio* entre la primera y la décima decila en España entre 1985 y 1992 ha pasado de 4,4 a 3,4, valores que se sitúan tanto muy por encima de los de Francia y Alemania (3,0 y 3,5, referidos ambos a 1984) como de los de Suecia,

Bélgica o Noruega (los tres países con un valor de 2,8) y Holanda (2,9) en 1992. No obstante, esta situación relativa peor es simultánea al intenso proceso de mejora apuntado, ya que hasta principios de los noventa únicamente Italia presenta una reducción de la desigualdad (1977-1991) superior al 5 por 100, mientras que, en líneas generales, el grueso de los países de la OCDE ha presentado bien empeoramientos importantes (Gran Bretaña, EE.UU. o Suecia), aumentos de la desigualdad relativamente reducidos (Austria, Dinamarca, Nueva Zelanda, Japón, Holanda, Noruega y Bélgica) o práctico mantenimiento (Canadá, Israel, Finlandia, Francia, Irlanda y Alemania Occidental). Finalmente, cabe señalar que, dadas las limitaciones estadísticas de la base de datos utilizada, en Oliver, Ramos y Raymond (2001b), se ha verificado la robustez de los resultados obtenidos a modificaciones en las escalas de equivalencia, en las definiciones de renta utilizadas y frente a la presencia de contaminación en los datos. El análisis allí efectuado permite concluir que el proceso de mejora en la distribución de la renta en España, en el período 1985-1996, se mantiene para un amplio espectro de modificaciones. Ello constituye una forma usual de probar la robustez de los resultados.

En resumen, este trabajo confirma que la mejora observada en la distribución de la renta hasta principios de los noventa ha tenido continuidad en la primera parte de esta década, aunque a un ritmo de avance notablemente inferior al que tuvo lugar en la segunda parte de los ochenta. Queda como tarea pendiente proseguir el estudio de la evolución de la distribución durante la segunda mitad de los noventa, aspecto que sólo será posible con la publicación de las nuevas encuestas de presupuestos familiares. Y también queda como tarea pendiente, y a nuestro entender prioritaria, investigar las causas que subyacen a la distribución de la renta. En este sentido, un posterior trabajo de los autores, incluido en este mismo número de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, examina el papel desempeñado por la educación y sus efectos distributivos. De hecho, garantizar el acceso de la población a la educación posiblemente sea uno de los pocos mecanismos redistributivos de renta que consiguen este objetivo sin colisionar con el objetivo de eficiencia, si bien sus efectos sólo cabe esperar que se produzcan en el largo plazo.

NOTAS

(*) Esta investigación ha gozado del soporte financiero del programa de investigación de FUNCAS, así como de ayudas procedentes de SF2000-0474, de la CICYT, y de SGR2000-53. El equi-

po de investigación quiere destacar el apoyo prestado por el programador informático Josep Pérez García en la tabulación y el conjunto de transformaciones necesarias en los datos.

(1) Ésta es la evidencia que se deriva de los datos de las EPF o de las ECPF. Sin embargo, los trabajos basados en datos fiscales (i.e. el panel de declarantes del IRPF, véase CASTAÑER, 1991; LASHERAS *et al.*, 1993; MELIS y DÍAZ, 1993, LAMBERT y RAMOS, 1997; AYALA y ONRUBIA, 2001) obtienen una evolución contrapuesta a ésta. Para posibles causas de dichas divergencias, véase GARDE *et al.* (1996), y AYALA y ONRUBIA (2001).

(2) Véase ATKINSON *et al.* (1995), SMEEDING y GOTTSCHALK (1995), GOTTSCHALK y SMEEDING (1998), ZAIDI y DE VOS (1998).

(3) Para una revisión completa de la situación de los estudios de desigualdad (y pobreza) en España, véase CANTÓ *et al.* (2000). El estudio de IMEDIO *et al.* (1997), es el único que también abarca el período 1985-1996.

(4) Véase, REVENGA (1991), DÍAZ y MELIS (1993) y AYALA *et al.* (1996), entre otros.

(5) Véase, MEDEL *et al.* (1988), BANDRÉS (1990 y 1993) y GIMENO (1993).

(6) Véase, en relación con el efecto en los cambios del paro sobre la desigualdad de la renta, REVENGA (1991) y AYALA *et al.* (1996); y por lo que se refiere al impacto del aumento de la participación laboral femenina, ALBA y COLLADO (1999), y GRADIN y OTERO (1999).

(7) El aumento del peso de los hogares encabezados por un individuo mayor de 65 años se ha visto acompañado por una mejora de las rentas relativas de estos hogares.

(8) Contrariamente a lo que ha sucedido, por ejemplo, en Estados Unidos. Vid. GOTTSCHALK y SMEEDING (1997:641).

(9) Esta evidencia es un tanto contradictoria con la existente en el ámbito internacional, según la cual el impacto del paro sobre la distribución personal de la renta se ha manifestado de forma intensa. Así, BLINDER y ESAKI (1978), para EE.UU., mostraron cómo un aumento del 1 por 100 en el nivel de paro generaba un trasvase de renta situado entre el 0,26 por 100 y el 0,30 por 100 desde el 40 por 100 más pobre al 20 por 100 más rico. Igualmente, BUSE (1982), para Canadá (años 1974-1978), BJÖRKLUND (1991), para Suecia (años 1958-1988), o NOLAN (1987 y 1989), para Gran Bretaña, han mostrado cómo el impuesto más regresivo para los pobres es el paro y no la inflación. No obstante, esa evidencia internacional está matizada por aspectos institucionales no desdeñables. BJÖRKLUND (1991), por su parte, indica que el desempleo tiene consecuencias sobre la distribución personal de la renta antes de impuestos y, en cambio, un menor impacto sobre la renta familiar disponible. Desde un punto de vista microeconómico, esta relación ha estado poco estudiada. Quizá porque en los casos de EE.UU. y Gran Bretaña se da simultáneamente en los ochenta un proceso de aumento de la desigualdad y reducción del desempleo.

(10) La creciente abertura del abanico salarial en los ochenta ha sido una característica común a países como España, Francia, Suecia o Holanda, con las excepciones de los países nórdicos e Italia (donde no se dan cambios) o Alemania (donde disminuye). No obstante, mientras en algunos países la desigualdad salarial aumenta, no lo hace la distribución de la renta disponible o ésta se movía en sentido contrario. Éste es el caso de Francia y Canadá. E igualmente es lo que parece haber sucedido en España.

(11) Para EE.UU., CUTLER y KATZ (1991) encuentran una amplificación de la desigualdad como resultado de la incorporación femenina al mercado de trabajo, como sucede en Gran Bretaña. Por su parte, WOLFSON (1986) indica un efecto igualador para Canadá (que no compensa la tendencia al incremento de la desigualdad), situación similar a la de Alemania (GUGER, 1989). El trabajo de BUSE (1982) sobre Canadá tiene especial interés para la evidencia española, ya que sugiere que una variable determinante

de la distribución de la renta es la tasa de actividad, más que la de desempleo, apuntando un efecto reductor sobre la desigualdad y compensador parcial del que tiene el desempleo (WOLFSON, 1986).

(12) Definida como la suma de los ingresos ordinarios de los hogares, sea cual sea su procedencia (rentas del trabajo, del capital, transferencias públicas, etc.), menos el IRPF y las cotizaciones sociales obligatorias satisfechas por el hogar. Se deducen también elementos no monetarios e ingresos extraordinarios (AYALA y otros, 1996: 370).

(13) Estas mismas conclusiones son las que obtienen ATKINSON (1993 y 1994) o GARDINER (1993), que encuentran un importante incremento en la desigualdad en Gran Bretaña, EE.UU., Japón y Australia, una marcada estabilidad en Francia y Alemania o una ruptura de la tendencia al descenso de la desigualdad en Dinamarca, Holanda y Noruega. Sólo un pequeño grupo de países muestran mejoras: Irlanda, Finlandia, Portugal o Canadá. Por su parte, GOTTSCHALK y SMEEDING (1997) y GOTTSCHALK, GSTAFSSON y PALMERN (1997) muestran cómo la desigualdad en los países continentales de Europa no ha variado substancialmente.

(14) No obstante, y como señala Gimeno al estudiar el efecto del gasto público sobre la distribución de la renta, «cualquier estimación (del impacto del gasto público) referida al gasto mostrará siempre un impacto proporcionalmente más elevado que si se refiere a la renta (por ser ésta cifra superior, como media y en la casi totalidad de los hogares). También debe subrayarse que los resultados serán siempre aparentemente menos progresivos, dado que el grado de concentración de la renta es superior al que presentan las cifras de gasto» (GIMENO, 1993: 73). Uno de los problemas que pueden originar mayor divergencia entre la CNE y las EPF es el tratamiento de los alquileres imputados a las viviendas usadas por sus propietarios (la base de datos LIS no las utiliza). GIMENO (1993: 74) sugiere que se excluyan tanto los alquileres imputados como el autoconsumo. Por su parte, DEL RÍO y RUIZ-CASTILLO (1996) apuntan que para evitar distorsiones según la situación en relación con la propiedad de la vivienda, deberían excluirse también los alquileres reales (ya que las familias que se encuentran en esta situación gozarían de un mayor nivel de consumo).

(15) «(...) los datos del Panel del IRPF muestran un empeoramiento de la distribución de la renta (base imponible) durante el período 1982-1988, tanto si se considera la renta antes como después de impuestos» (GARDE, MARTÍNEZ y RUIZ-HUERTA, 1996: 307). Según éstos parte de las diferencias observadas podrían provenir de la distinta unidad de análisis (hogar en las EPF y unidad fiscal en el panel del IRPF, problema que se agudiza a partir de la reforma de 1989), en la ausencia de alguna escala de equivalencia en los trabajos basados en el panel del IRPF, en el propio concepto de renta utilizado y en el distinto universo cubierto (toda la población para las EPF y exclusión del mínimo exento para el panel del IRPF).

(16) La evidencia internacional no es concluyente sobre este aspecto, aunque en líneas generales se observa una marcada relación entre desigual distribución de los ingresos salariales y desigual distribución de la renta familiar (GOTTSCHALK y SMEEDING, 1997: 670/671).

(17) GOTTSCHALK (1992) ha obtenido en algunos países un aumento de la desigualdad en la distribución de los sustentadores principales que se ha visto compensada por la mejora en el resto de perceptores de renta de la familia, que no parece ser el caso español, dado el fuerte incremento del paro en el resto de miembros de la familia distintos al sustentador principal.

(18) Esta situación ayudaría a explicar, al menos parcialmente, esa tendencia opuesta de la desigualdad española frente a la de otros países de la OCDE. En efecto, ese papel de «colchón» familiar parece no haber operado en todos los países, ya que en algunos países de la OCDE se asistió en los ochenta a un brusco aumento de las familias monoparentales, que suelen disponer de

menores ingresos. Así, en Bélgica, por ejemplo, el porcentaje de dichas familias con al menos un hijo menor de 15 años en relación con todas las familias con hijos de dicha edad subió desde el 9,4 por 100 al 14,6 por 100; en Alemania, del 9,8 por 100 al 15,4 por 100; en Holanda, del 7,9 por 100 al 12,2 por 100, y en Gran Bretaña, del 13,7 por 100 al 19 por 100 para el período comprendido entre 1981-82 y 1990-91 (GOTTSCHALK y SMEEDING, 1997:671).

(19) Así, afirman que «no hay indicios de que el rápido incremento de los niveles de desempleo haya provocado un aumento de la desigualdad en la etapa reciente» (AYALA, MARTÍNEZ y RUIZ-HUERTA, 1996: 373). No obstante, un análisis con datos de sección cruzada utilizando CC.AA. muestra una clara correlación negativa entre tasa de paro e igualdad, en especial en aquellos índices más sensibles a las diferencias en las colas de la distribución.

(20) En el ámbito internacional, esta conclusión es menos clara. Así, para EE.UU. la evidencia es contradictoria. Para ese país, BETSON y VAN DER GAAG (1984); CANCIAN, DANZINGER y GOTTSCHALK (1993), y CANCIAN y REED (1998) llegan a la conclusión de que los ingresos de las esposas tuvieron un efecto igualador en la distribución de la renta familiar y que compensaron la tendencia a la mayor desigualdad de la renta familiar (excluyendo los ingresos femeninos) que se observa. Así, BETSON y GAAG obtienen ese efecto compensador del mayor crecimiento de la desigualdad para el período 1968-1980 (BETSON y VAN DER GAAG, 1984: 543), en el que tuvo lugar un importante aumento de la participación en el mercado de trabajo de las mujeres casadas (en 1960 se situaba en el 31,6 por 100, y en 1980, en el 60 por 100). Por su parte, CANCIAN, DANZINGER y GOTTSCHALK (1993) y CANCIAN y REED (1998) sugieren que el debate deriva de las medidas que se utilicen, y que la típica descomposición del índice de Gini sugiere una aportación de los ingresos femeninos a la desigualdad que no es tal (CANCIAN y REED, 1998: 74). Obtienen que entre 1979 y 1989 los ingresos femeninos han reducido la desigualdad, en el sentido de que en su ausencia ésta hubiera sido mayor. Ésa es también la opinión de GOTTSCHALK y SMEEDING (1997) que, aunque destacan la baja correlación entre los ingresos salariales de las mujeres y los de los maridos, también postulan que existe una mejor distribución de los ingresos salariales familiares que los de los maridos únicamente considerados. Por su parte, KAROLY y BURTLESS (1995) y KAROLY (1995) llegan a la conclusión de que gran parte del aumento en la desigualdad de la renta familiar deriva de los cambios en los ingresos procedentes de las esposas. En el caso británico, Davies y Joshi señalan, en el contexto de un aumento de participación de las mujeres casadas en el mercado de trabajo y de reducción del diferencial de salarios con los hombres, que los ingresos de aquéllas tienen un efecto muy elevado en mantener la familia fuera de la pobreza (DAVIES y JOSHI, 1998: 43). No obstante la reducción del diferencial de participación en el mercado de trabajo para las mujeres casadas pertenecientes a los dos extremos de la distribución de la renta, sus conclusiones apuntan un pequeño efecto igualador.

(21) En la primera mitad de los ochenta se produjo un aumento relativo del peso de las transferencias (básicamente pensiones: en 1985 más del 80 por 100) en el total de la renta familiar disponible, en detrimento de las rentas salariales. Ese proceso ha continuado en el período analizado en esta investigación.

(22) GOTTSCHALK y SMEEDING (1997) destacan el hecho de que el aumento de los jubilados y las políticas tendentes a fomentar el retiro temprano han ayudado a disminuir la desigualdad, dado que la existente entre las personas de más edad es menor que la del resto de la población (con las excepciones de EE.UU. y Alemania).

(23) Estimaciones efectuadas por el equipo de investigación de este trabajo situarían en un volumen próximo a los 500.000 millones de pesetas (en 1991) el ingreso de dichos hogares colectivos.

(24) Cifra estimada a partir de la TIOE.

(25) Aunque el trabajo de COWELL, LITCHFIELD y MERCA-

DER-PRATS (1999) sugiere que, para el caso de los empresarios individuales, ese efecto no es determinante.

(26) No obstante estas diferencias, hay que tener en cuenta que la suma de los ingresos (monetarios y no monetarios) de la ECPF no es, por propia definición, la renta bruta disponible de los hogares que puede obtenerse de la cuenta de renta de dicho sector en la CNE. Las diferencias más sustantivas derivan de la no-liquidación del impuesto sobre la renta en la ECPF (aunque los ingresos son netos de retenciones) y de la consideración de las transferencias entre familias como ingreso de éstas (que en la CNE se anulan al agregar el sector).

(27) Aunque no es el objetivo de esta investigación, como ya se ha apuntado en la introducción, estos cambios sugieren una de las líneas que pueden haber actuado en la mejora de la distribución de la renta y, probablemente, están vinculados a las transformaciones demográficas que están teniendo lugar en España.

(28) El procedimiento ha consistido en adaptar los deflatores de cada grupo de productos de consumo a la distinta estructura del gasto que muestran las diferentes decilas de ingreso.

(29) Los resultados obtenidos muestran cómo el nivel de precios tiende a crecer más rápidamente a medida que las decilas ascienden en la escala de renta, de manera que, para 1996, la diferencia en el aumento de los IPC respectivos entre la primera y la última decila es de unos 4 puntos porcentuales.

(30) La definición exacta de la renta real neta equivalente se muestra en el anexo 1.

(31) La escala de equivalencia de la OCDE o de Oxford pondera a los distintos miembros de la unidad familiar de la siguiente forma: 1 al sustentador principal, 0,7 a los demás adultos, y 0,5 a los individuos menores.

(32) Nótese que el diagrama de Pen no es más que la función de distribución girada sobre la base y observada desde detrás.

(33) Sólo los 12 últimos individuos de 1985 son más altos que los de 1996. En otras palabras, las curvas se cruzan en el percentil 99,65. Sin embargo, este cruce puede no considerarse significativo ya que puede deberse a contaminación en los datos (COWELL y VICTORIA-FESER, 1998).

(34) Es decir, para la clase de funciones de bienestar social $W = \frac{1}{n} \sum U(y)$, $U' > 0 \forall y \geq 0$; donde n es el número de hogares, y representa la renta, y $U(y)$ es una función de utilidad individual que sólo depende de la renta. Nótese que la dominancia de rango de Saposnik o dominancia estocástica de primer orden no requiere ningún supuesto sobre la aversión a la desigualdad de la función de bienestar social. En otras palabras, no impone ninguna restricción sobre U' .

(35) Siempre y cuando utilicemos el mismo umbral para las dos distribuciones.

(36) Todas las funciones de densidad utilizadas en esta investigación se han estimado con una *kernel* gaussiana y una amplitud de la ventana de 10.000. La utilización de *kernels* adaptativas mejoraría la estimación para los niveles de renta con poca frecuencia.

(37) Véase ESTEBAN y RAY (1994) o ESTEBAN, GRADÍN y RAY (1997) para un estudio teórico sobre la polarización; y GRADÍN (2000) para un análisis empírico de la polarización en España.

(38) La descripción, año a año, de los cambios en la función de densidad a lo largo del período analizado se puede obtener de los autores.

(39) La comparación es más representativa con el 19º ventíl, ya que las rentas más elevadas de la muestra son muy erráticas.

(40) Resultado que, obviamente, se puede derivar directamente de la dominancia de rango obtenida anteriormente.

(41) Es decir, todos aquellos índices que sean simétricos y

que cumplan la condición de invarianza de escala y el principio de transferencias de Pigou-Dalton. Véase Lambert (1996), epígrafe 5.3, para la definición de dichas condiciones.

(42) Para un análisis más completo de estos y otros índices de desigualdad, véase, entre otros, ATKINSON (1970), COWELL (1980, 1995 y 1998), JENKINS (1991), LAMBERT (1996) o SHORROCKS (1980).

(43) Véase, entre otros, ALCAIDE (1989 y 1991); ESCRIBANO (1990); REVENGA (1991); GIMENO (1993); AYALA, MARTÍNEZ y RUIZ-HUERTA (1996); IMEDIO, PARRADO y SARRIÓN (1997); COWEL, LITCHFIELD y MERCADER-PRATS (1999); GOÉRLICH y MAS (1999). Los trabajos realizados utilizando el panel de declarantes del IRPF —CASTAÑER (1991); LASHERAS, RABADÁN y SALAS (1993); LAMBERT y RAMOS (1997)— obtienen un perfil de la desigualdad opuesto al que se deriva de los trabajos que utilizan las encuestas de presupuestos. Parte de estas diferencias podrían provenir de la distinta unidad de análisis (hogar en las EPF y unidad fiscal en el panel del IRPF, problema que se agudiza a partir de la reforma de 1989), la definición de renta y su grado de equivalización o el distinto universo cubierto (toda la población para las EPF y exclusión del mínimo exento para el panel del IRPF) (GARDE, MARTÍNEZ y RUIZ-HUERTA, 1996).

(44) Para medir el bienestar social utilizamos funciones abreviadas de bienestar social. Más concretamente las tres funciones utilizadas están definidas en términos de $A_{0.5}$, A_1 , y el coeficiente de Gini. Así, $W_e = y_d^{(1-e)/(1-e)}$, $e > 0$, $e \neq 1$; $W_e = \log(y_d)$, $e = 1$; $Sen = \mu \cdot (1 - Gini)$. Véase LAMBERT (1996) para un análisis más detallado sobre las funciones abreviadas de bienestar social.

(45) Es decir, para la clase de funciones de bienestar social $W = \frac{1}{n} \sum U(y)$, $U' > 0$, $U'' < 0 \quad \forall y \geq 0$; donde n es el número de hogares, y representa la renta, y $U(y)$ es una función de utilidad individual que es creciente con respecto a la renta, pero a un ritmo decreciente.

(46) Sin embargo, la dominancia de Lorenz generalizada no se cumple para todos los años. La curva de Lorenz generalizada de 1989 cruza desde abajo la de 1988 en el tercer ventíl; la CLG de 1993 cruza desde arriba la de 1992 dos veces en los ventiles tercero y décimo (mediana), mientras que la de 1993 domina la de 1994.

BIBLIOGRAFÍA

- ALBA-RAMÍREZ, A., y COLLADO, L. (1999), «Do wives' earnings contribute to reduce income inequality? Evidence from Spain», *Working Paper*, AD99-11, IVIE.
- ALCAIDE INCHAUSTI, J. (1983), «Distribución personal de la renta española en 1980», *Hacienda Pública Española*, 47.
- (1989), «La distribución de la renta española en la década de los ochenta», *Documentos de Trabajo* de la Fundación FIES, 38/1989 (publicado también en *Cuadernos de Información Económica*, abril 1989).
- (1991), «Política de distribución de la renta», *Revista de Economía*, 11.
- ÁLVAREZ, C.; AYALA, L.; ORIONDO, I.; MARTÍNEZ, R.; PALACIO, R., y RUIZ-HUERTA, J. (1996), *La distribución funcional y personal de la renta en España*, Colección Estudios 30, Consejo Económico y Social, Madrid.
- ATKINSON, A. B. (1970), «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 2: 244-63.
- (1987), «On the measurement of poverty», *Econometrica*, 55, 749-64.
- (1993), «What is happening to the distribution of income in the UK?», *Welfare State Programme Discussion Paper*, 87, STICERD, LSE.
- (1994), «Seeking to explain the distribution of income», *Welfare State Programme Discussion Paper*, 106, STICERD, LSE.
- ATKINSON, A. B., RAINWATER, L., y SMEEDING, T. M. (1995), «Income distribution in OECD countries», *Social Policy Studies*, 18, OECD.
- AYALA, L., y ONRUBIA, J. (2001), «La distribución de la renta en España según datos fiscales», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, este número.
- AYALA, L.; R. MARTÍNEZ, y J. RUIZ-HUERTA, (1996), «La distribución de la renta en España desde una perspectiva internacional: tendencias y factores de cambio», *Actas del II Simposio sobre desigualdad y distribución de la renta y la riqueza*. Vol. 6, *La desigualdad de recursos*, Fundación Argentaria, Madrid.
- BANDRÉS, E. (1990), *Los efectos de los gastos sociales sobre la distribución de la renta en España*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales, Monografía, 92.
- (1993), «La eficacia redistributiva de los gastos sociales. Una aplicación al caso español (1980-90)», en *I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*. Volumen 7, Fundación Argentaria: 123-171, Madrid.
- BETSON, D., y VAN DER GAAG, J. (1984), «Working married women and the distribution of income», *Journal of Human Resources*, 19: 532-543.
- BJÖRKLUND, A. (1991), «Unemployment and income distribution: time-series evidence from Sweden», *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 93, 3: 457-465.
- BLINDER, A., y ESAKI, H. (1978), «Macroeconomic activity and income distribution in the post-war United States», *Review of Economics and Statistics*, 60: 604-609.
- BOSCH, A.; ESCRIBANO, C., y SÁNCHEZ, I. (1989), *Evolución de la desigualdad y la pobreza en España. Estudio basado en la Encuesta de presupuestos familiares 1974-75 y 1980-81*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- BUSE, A. (1982), «The cyclical behaviour of the size distribution of income in Canada 1947-1978», *Canadian Journal of Economics*, vol 15, 2:189-204.
- CANCIAN, M., y REED, D. (1998), «Assesing the effects of wives' earnings on family income inequality», *Review of Economic and Statistics*, 80: 73-79.
- CANCIAN, M.; DANZINGER, S. y GOTTSCHALK, P. (1993), «The changing contributions of men and women to the level and distribution of family income, 1968-1988», en DIMITRI B. PAPPADIMITRIOU y EDWARDS N. WOLFF (eds.), *Poverty and Prosperity at the Close of the Twentieth Century*, Nueva York, St. Martin's Press: 317-35.
- CANTÓ, O.; DEL RÍO, C., y GRADÍN, C. (2000), «La situación de los estudios sobre desigualdad y pobreza en España», en I. Bazaga, J.A. Ramos y M. Tamayo (coord.), *Pobreza y desigualdad en España: enfoques, fuentes y acción pública; Cuadernos de Gobierno y Administración*, 2: 25-94.
- CASTAÑER, J.M. (1991), «El efecto redistributivo del IRPF 1982-1988», *Hacienda Pública Española*, monográfico, 2/1991.
- COWELL, F. (1980), «On the structure of additive inequality measures», *Review of Economic Studies*, 47: 521-31
- (1995), *Measuring Inequality*, 2ª edición, Hemel Hempstead, Harvester Wheatsheaf, Londres.
- (1998), «Measurement of inequality», en *Handbook of Income*

- Distribution* (eds. A.B. ATKINSON y F. BOURGUIGNON), North Holland, Amsterdam, capítulo 2.
- COWELL, F., y VICTORIA-FESER, M. P. (1998), «Distributional dominance with dirty data», *Working Paper, STICERD*, London School of Economics, Londres.
- COWELL, F.; LITCHFIELD, J. A., y MERCADER-PRATS, M. (1999), «Income inequality comparisons with dirty data: the UK and Spain during the 1980s», *DARP Working Paper 45*, STICERD, London School of Economics, Londres.
- CUTLER, D. M., y KATZ, L. F. (1991), «Macroeconomic performance and the disadvantaged», *Brookings Papers on Economic Activity*: 1-75.
- DAVIES, H., y JOSHI, H. (1998), «Gender and income inequality in the UK 1968-1990. The feminization of earnings or of poverty?», *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 161: 36-62.
- DÍAZ, C., y MELIS, F. (1993), «La distribución sectorial y personal de la renta de las empresas personales», en *I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*. Volumen II, *La distribución de la renta*, Fundación Argentaria: 171-198, Madrid.
- ESCRIBANO, C. (1990), «Evolución de la pobreza y la desigualdad en España. 1973-1987», *Información Comercial Española*, octubre, 81:108.
- ESTEBAN J. M., y RAY, D. (1994), «On the measurement of polarization», *Econometrica*, 62, 819-51.
- ESTEBAN J. M.; GRADÍN, C. M. y RAY, D. (1997), «A new measure of polarization», mimeo.
- GARDE, J. A.; MARTÍNEZ, R. y RUIZ-HUERTA, J. (1996), «Los estudios sobre distribución de la renta en España: fuentes, resultados, perspectivas de futuro», en *II Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*. Volumen 6, *La desigualdad de recursos*, Fundación Argentaria: 257-314, Madrid.
- GARDINER, K. (1993), «A survey of income inequality over the last twenty years - how does the UK compare?», *Welfare State Programme Discussion Paper*, 100, STICERD, LSE.
- GIMENO, J. A. (1993), «Incidencia del gasto público por niveles de renta (España 1990 vs. 1980)», *Actas del I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol. VII: 63-121, Madrid.
- GOÉRLICH, F. J., y MAS, M. (1999), «Medición de la desigualdad: contribución a una base de datos regional», *Documento de Trabajo*, IVIE, septiembre.
- GOTTSCHALK, P. (1992), «Changes in inequality of family income in seven industrialised countries. Responses to growing earnings inequality», *LIS Working Paper*, n.º 86, Luxemburg.
- GOTTSCHALK, P., y SMEEDING, T. M. (1997), «Cross-national comparisons of earnings and income inequality», *Journal of Economic Literature*, 35: 633-687.
- (1998), «Empirical evidence on income inequality in industrialised countries», en A.B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, North Holland, Amsterdam, capítulo 3.
- GOTTSCHALK, P.; GSTAFSSON, B., y PALMER, E. (1997), «*Changing Patterns in the Distribution of Economic Welfare*», Cambridge University Press, Londres.
- GRADÍN, C. (2000), «Polarization by sub-populations in Spain, 1973-91», *Review of Income and Wealth*, 46(4): 457-74.
- GRADÍN, C., y M. S. OTERO (1999), «Incorporación laboral de la mujer en España: efecto sobre la desigualdad en la renta familiar», *Documento de Trabajo 9905*, Universidad de Vigo.
- GUGER, A. (1989), «The distribution of household income in Germany», *WIFO Working Paper*, n.º 35, Viena, Austrian Institute of Economic Research.
- IMEDIO, L. J.; E. M. PARRADO, y M. D. SARRIÓN (1997), «Evolución de la desigualdad y la pobreza en la distribución de la renta familiar en España en el período 1985-1995», *Cuadernos*, 32: 93-109.
- JENKINS, S. P. (1991), «The measurement of economic inequality», en *Readings on Economic Inequality*, L. Osberg (ed.), M.E. Sharpe, Armonk, N.Y.
- KAROLY, L. A. (1995), «Anatomy of the United States income distribution: Two decades of change», mimeo, RAND Corporation, Santa Monica, CA, Septiembre.
- KAROLY, L. A., y G. BURTLESS (1995), «Demographic change, rising earnings inequality and the distribution of personal well-being, 1959-1989», *Demography*, agosto, 32(3): 379-405.
- LAMBERT, P. (1996), *La distribución y redistribución de la renta*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- LAMBERT, P., y X. RAMOS (1997), «Horizontal inequity and vertical redistribution», *International Tax and Public Finance*, 4: 25-37.
- LASHERAS, M. A.; I. RABADÁN, y R. SALAS (1993), «Política redistributiva en el IRPF entre 1982 y 1990 y efectos redistributivos del IRPF entre comunidades autónomas 1982-1989», *Actas del I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, Vol. VII, *Desequilibrios interregionales*: 7-24, Madrid.
- MARTÍN-GUZMAN, P.; M. I. TOLEDO; N. BELLIDO; J. LÓPEZ, y N. JANO (1996), *Encuesta de presupuestos familiares. Desigualdad y pobreza en España. Estudio basado en las encuestas de presupuestos familiares de 1973-74, 1980-81 y 1990-91*, INE y Universidad Autónoma de Madrid.
- MEDEL, B.; A. MOLINA, y J. SÁNCHEZ (1988), «Los efectos distributivos del gasto público en España», *FIES Documentos de Trabajo*, n.º 28.
- MELIS, F., y C. DÍAZ (1993), «La distribución personal de salarios y pensiones en las fuentes tributarias», en *I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*. Volumen II, *La distribución de la renta*, Fundación Argentaria: 151-170, Madrid.
- MERCADER-PRATS, M. (1997), «Sobre la desigualdad territorial y personal en España y su evolución reciente», *Hacienda Pública Española*, 141/142, 2-3: 351-64.
- NOLAN, B. (1987), *Income Distribution and the Macroeconomy*. Cambridge, New York y Melbourne, Cambridge University Press.
- (1989), «Macroeconomic conditions and the size distribution of income: Evidence from the UK», en Davidson, P. y Kregel, J.A., *Macroeconomic Problems and Policies of Income Distribution*, Edward Elgar, Hants.
- OLIVER, J. (1997), «Ingreso, consumo y ahorro de las familias: propuesta de una metodología para la explotación de la Encuesta de presupuestos familiares», *Documentos de Trabajo, FIES*, n.º 132, Madrid.
- OLIVER, J., y J. L. RAYMOND (1999), «La distribución de la renta en España en el período 1985-1996: Resultados derivados de la Encuesta continua de presupuestos familiares», *Cuadernos de Información Económica*, 150: 1-4.
- OLIVER, J.; X. RAMOS, y J. L. RAYMOND (2001a), «Capital humano y desigualdad en España, 1985-1996», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, este número.
- (2001b): «La mejora en la distribución de la renta en España, 1985-1996: Un análisis de robustez», en J. M. LABEAGA y M.

- MERCADER-PRATS (eds.) *Proceedings del Workshop Fighting Poverty and Inequality through Tax-benefit Reform: Empirical Approaches*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- PEN, J. (1971), *Income Distribution*, Harmondsworth, Middx, Penguin.
- REVENGA, A. (1991), «La liberalización económica y la distribución de la renta: la experiencia española», *Moneda y Crédito*, número 193: 179-223.
- PÉREZ, F.; F. J. GOERLICH, y M. MAS (1996), *Capitalización y crecimiento en España y sus regiones 1955-1995*, Fundación Banco Bilbao-Vizcaya, Bilbao.
- RÍO, C. DEL, y J. RUIZ-CASTILLO (1996), «La desigualdad de recursos», en *II Simposio sobre igualdad y distribución de recursos de la renta y de la riqueza*. Volumen 6, *La desigualdad de recursos*, Fundación Argentaria, Madrid.
- SAPOSNIK, R. (1981), «Rank dominance in income distribution», *Public Choice*, 36, 147-51.
- SHORROCKS, A. (1980), «The class of additively decomposable inequality measures», *Econometrica*, 48(3): 613-625.
- (1983): «Ranking income distributions», *Economica*, 50, 1-17.
- SMEEDING, T. M., y P. GOTTSCHALK (1995), «The international evidence on income distribution in modern economies: Where do we stand?», *Working Paper 137, Luxembourg Income Study*, CEP/INSTEAD.
- THEIL, H. (1967), *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.
- WOLFSON, M. (1986), «Stasis amid change income inequality in Canada 1965-1983», *Review of Income and Wealth*, 32: 337-369.
- ZAIDI, M.A., y K. DE VOS (1998), «Trends in consumption-based poverty and inequality in the member states of the European Union during the 1980s», *Discussion Paper*, Economics Institute, Tilburg.

ANEXO 1

PARTIDAS INTEGRANTES DE LA RENTA REAL NETA FAMILIAR

La definición de la renta neta es:

1. Neta:

+ Rentas netas monetarias	rentas netas del trabajo asalariado rentas netas mixtas rentas netas del capital rentas netas de las pensiones rentas netas del paro rentas netas por otras transferencias (distintas a pensiones y paro) otras rentas netas monetarias
+ Rentas netas no monetarias	rentas no monetarias del trabajo asalariado rentas no monetarias del trabajo por cuenta propia renta asignada a la vivienda propia(*) otras rentas no monetarias
- Cotizaciones a la seguridad social	cotizaciones de los asalariados a la seguridad social cotizaciones de los empresarios a la seguridad social cotizaciones de los trabajadores por cuenta propia a la seguridad social cotizaciones de los asalariados a la seguridad social por paro
- Impuestos directos	retenciones del IRPF de los asalariados retenciones del IRPF de los trabajadores por cuenta propia retenciones del IRPF por rentas del capital cuota diferencial del IRPF

Nótese que las variables de ingreso de la ECPF están expresadas en términos netos, pero incluyen las retenciones por IRPF. La variable de renta neta que se utiliza no incluye dichas retenciones. Para ello, se han tenido que realizar las declaraciones de la renta para cada uno de los hogares de la muestra y, para cada año, estimando también la cuantía de las retenciones.

2. *Real*: Como se ha indicado, se ha deflactado la renta nominal utilizando un índice de precios al consumo estimado para cada decila de renta con base en la estructura de gastos de los hogares de la propia ECPF. La renta está expresada en pesetas constantes de 1985.

3. *Equivalente*: De acuerdo con la tradición de los estudios de desigualdad y bienestar, la renta se ha deflactado utilizando la escala de equivalencia de Oxford para tener en cuenta los efectos de la composición familiar. De esta forma, la renta constituye una mejor indicador del nivel de vida.

Familiar: La unidad de análisis es el hogar. Por tanto, de acuerdo con las consideraciones anteriores, a cada hogar se le asigna la renta neta real equivalente. No obstante, sería interesante analizar los cambios en los resultados que se producirían si, utilizando al individuo como unidad de análisis, se le asignara la renta equivalente del hogar(**).

(*) Para calcular esta renta se ha imputado el alquiler de los hogares con vivienda propia. Para más información sobre el proceso de imputación, véase OLIVER (1997).

(**) Uno de los ejemplos de esta práctica es JENKINS (1991).

Resumen

El trabajo analiza la evolución de la distribución de la renta en España en el período 1985-1996. Halla que se ha producido una mejora, en consonancia con el grueso de trabajos basados en las encuestas de presupuestos hasta principios de los noventa, aunque el nivel de desigualdad que se obtiene es superior, mientras que su reducción es más acentuada. A la luz de estos resultados, puede afirmarse que el bienestar social se ha incrementado para una amplia gama de funciones de bienestar y que la proporción de hogares en la pobreza ha disminuido, independientemente del umbral de pobreza utilizado. Además, la mejora entre 1985 y 1996 encubre avances muy distintos según años, si bien la mejora observada en la distribución de la renta tuvo lugar, en su mayor parte, en la segunda mitad de los ochenta.

Palabras clave: distribución renta, desigualdad, España.

Abstract

The study analyses how income distribution changed in Spain in the period 1985-1996. It finds that an improvement took place, in line with the bulk of the studies based on surveys of budgets up to the early nineties, even though the level of inequality obtained is higher, while its reduction is more marked. In the light of these results it may be contended that social welfare has increased for a broad range of welfare functions and that the proportion of households below the poverty line has fallen, irrespective of the poverty threshold used. Furthermore, the improvement between 1985 and 1996 cloaks widely differing advances depending on the year, although the improvement observed in income distribution mostly took place in the second half of the eighties.

Key words: income distribution, inequality, Spain.

JEL classification: D 31.