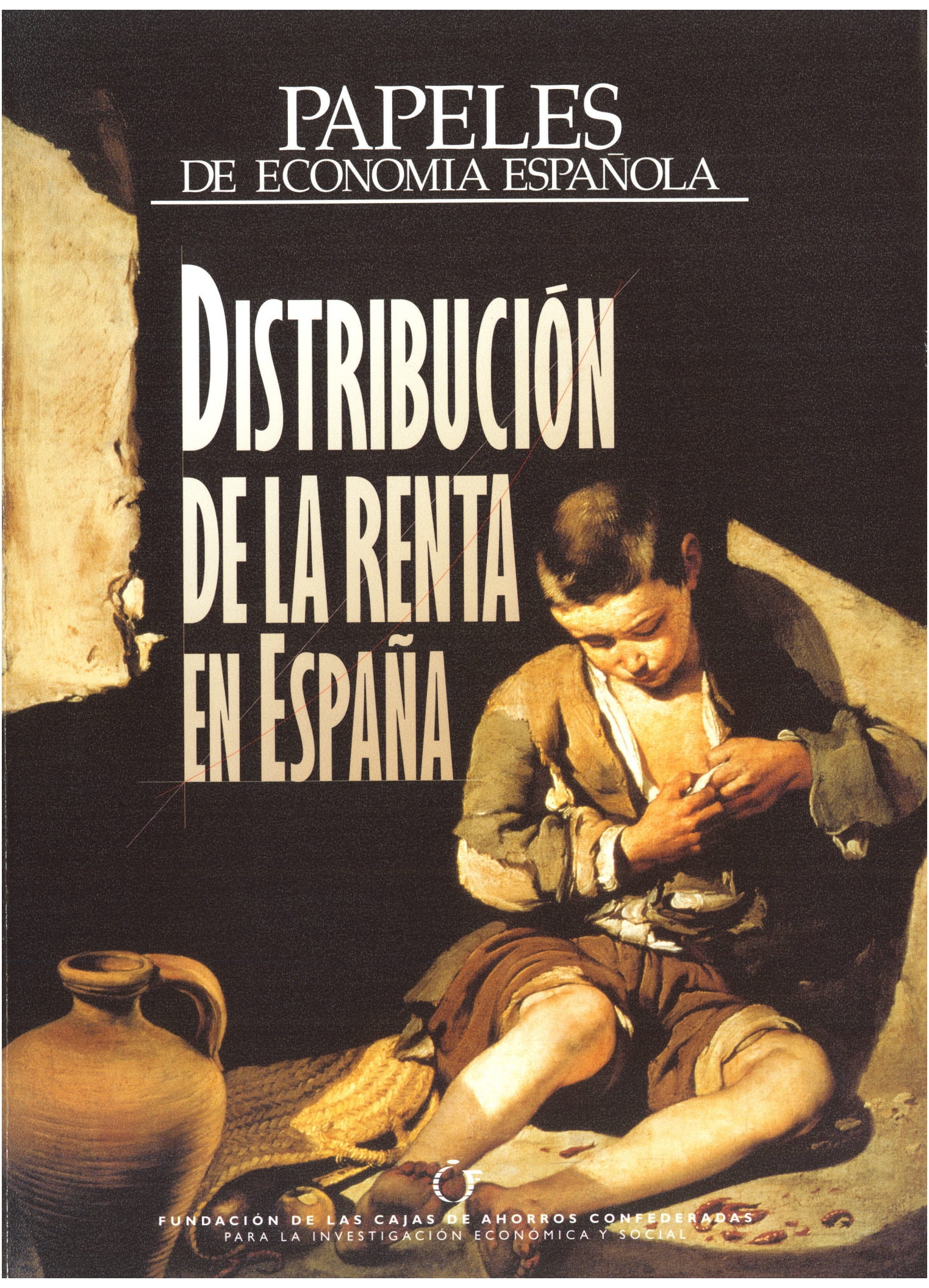
PAPELES
DE ECONOMIA ESPAÑOLA

DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS
PARA LA INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA es una revista que edita trimestralmente la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas para la Investigación Económica y Social. La revista pretende ofrecer una información rigurosa y responsable de los problemas económicos españoles. Cinco son los criterios a los que PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA desea ajustar su contenido:

- La plena libertad intelectual de quienes colaboran en sus páginas.
- La responsabilidad de las opiniones emitidas y el respaldo riguroso de las afirmaciones realizadas mediante datos y pruebas que avalen los planteamientos efectuados y las soluciones propuestas.
- El compromiso de las opiniones con los problemas planteados. La economía española se encuentra ante uno de los mayores retos de su historia, y dar opiniones comprometidas en estos momentos es obligación ineludible de los profesionales más cualificados.
- La búsqueda y la defensa de los intereses generales en los problemas planteados.
- La colaboración crítica de los lectores, para que nuestros papeles se abran al diálogo y la polémica, si fuera preciso, para buscar soluciones a problemas de la economía española.

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA se ofrece como un medio de expresión a cuantos se interesen por nuestros temas económicos, cumpliendo con el único requisito de la previa aceptación de las colaboraciones remitidas por el Consejo de Redacción que, sin embargo, respetuoso con la libertad intelectual no modificará las ideas, opiniones y juicios expresados por los autores ni tampoco se solidarizará con ellas.

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA está abierta a la colaboración de todos los investigadores que deseen aportar sus trabajos sobre temas referentes a la economía española. Los envíos de originales deberán hacerse al Redactor-Jefe de PAPELES en la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas, Padre Damián, 48. 28036 Madrid.

* * *

Suscripción para el año 2001 (cuatro números):
España: 8.800 ptas. (IVA incluido).
Extranjero: 10.500 ptas.

Número suelto año 2001: 2.800 ptas. (IVA incluido).

Solicitud de suscripciones e información:

Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas para la Investigación Económica y Social.

Juan Hurtado de Mendoza, 19. 28036 Madrid.
Teléfono: 91 350 44 00.
Fax: 91 350 80 40.
Correo electrónico: suscrip@funcas.ceca.es
Internet: www.funcas.ceca.es

Precio de este número 88: 2.800 ptas.

PAPELES
DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

88
2001

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS PARA LA INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL

PATRONATO

MANUEL PIZARRO MORENO *(Presidente)*
JUAN RAMÓN QUINTÁS SEOANE *(Vicepresidente)*
JOSÉ ANTONIO BONILLA *(Secretario)*
JULIO FERNÁNDEZ GAYOSO
FRANCISCO JOSÉ ISASI MARTÍNEZ
ANTONIO MARTÍN JIMÉNEZ
JESÚS MEDINA OCAÑA
RICARD PAGÉS FONT
JULIO RODRÍGUEZ LÓPEZ
ATILANO SOTO RÁBANOS
ADOLF TODÓ ROVIRA

PRESIDENTE DE HONOR

ENRIQUE FUENTES QUINTANA

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

CONSEJO DE REDACCIÓN

VICTORIO VALLE SÁNCHEZ *(Director)*
JULIO ALCAIDE INCHAUSTI
JOSÉ ANTONIO ANTÓN PÉREZ
SANTIAGO CARBÓ VALVERDE
FRANCISCO CASTELLANO REAL
MANUEL LAGARES CALVO
JUAN ANTONIO MAROTO ACÍN
FERNANDO GONZÁLEZ OLIVARES *(Redactor-jefe)*
CARMELA MARTÍN GONZÁLEZ
FERNANDO PAMPILLÓN FERNÁNDEZ
JORGE PEREIRA RODRÍGUEZ
JOSÉ LUIS RAYMOND BARA
JOSÉ VILLAVERDE CASTRO

Coordinación gráfica
Cristina Ruiz Tello

Portada
Bravo-Lofish
Ilustración: Bartolomé Esteban Murillo
«Niño mendigo» (Museo del Louvre)
Autor de la diapositiva: Oronoz

Edita
Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas
para la Investigación Económica y Social
Padre Damián, 48. 28036 Madrid

Preimpresión
JLN.es
Arturo Soria, 187, Entr. 1, Ofic. 3. 28043 Madrid

Imprime
GRÁFICAS MURIEL, S.A.
Buigas, s/n Pol. Ind. El Rosón - Getafe (Madrid)
Depósito Legal: M. 402 - 1980
ISSN: 0210-9107

©FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS. Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación, así como la edición de su contenido por medio de cualquier proceso reprográfico o fónico, electrónico o mecánico, especialmente imprenta, fotocopia microfilm, offset o mimeógrafo, sin la previa autorización escrita del editor.

SUMARIO

INTRODUCCIÓN EDITORIAL

La distribución de la renta en España V

I. LA IGUALDAD EN ECONOMÍA

Igualdad y desigualdad en economía 2 *Francisco Cabrillo y Rocío Albert*
La medición de la desigualdad económica 14 *Rafael Salas*
Comparaciones internacionales de bienestar. Una aplicación con datos LIS 29 *Jesús Ruiz-Huerta Carbonell*

II. DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y DE LA RIQUEZA EN ESPAÑA

La distribución funcional de la renta en España: una visión macroeconómica 44 *Ángel Laborda Peralta*
Anatomía de la distribución de la renta en España, 1985-1996: la continuidad de la mejora 67 *Josep Oliver i Alonso, Xavier Ramos Morilla y José Luis Raymond Bara*
La distribución de la renta en España según datos fiscales 89 *Luis Ayala Cañón y Jorge Onrubia Fernández*
La desigualdad salarial en España descomposición y variación por niveles de salarios 113 *Juan F. Jimeno, Mario Izquierdo y Virginia Hernanz*
La pobreza en España 126 *M. P. Martín-Guzmán, N. Bellido y M. D. Jano*
Una nota sobre nivel educativo y pobreza 143 *Sonia González y José L. Raymond*
Pobreza y familia: ¿son los jóvenes una carga o una ayuda? 151 *Olga Cantó Sánchez y Magda Mercader Prats*
La distribución espacial de la renta en España: 1980-1995 166 *José Villaverde Castro*
La distribución provincial del capital en España 182 *Emili Tortosa-Ausina*

III. POLÍTICAS DE REDISTRIBUCIÓN

Efectos distributivos del gasto público en España 198 *Manuel Jaén y Agustín Molina*
La incidencia impositiva y la redistribución de la renta en España: un análisis empírico 216 *Samuel Calonge y Antonio Manresa*
Distribución de rentas en la regulación de tarifas y reestructuración de telecomunicaciones y energía 230 *Miguel A. Lasheras*
Capital humano y desigualdad en España 1985-1996 240 *Josep Oliver i Alonso, Xavier Ramos Morilla y José Luis Raymond Bara*

Introducción Editorial

LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA

Qué producir, cómo producir y para quién producir son tres viejas preguntas que motivan la reflexión económica. Adicionalmente, cómo producir y para quién producir son dos cuestiones que están íntimamente ligadas. En efecto, el reciente desarrollo tecnológico ha tendido a generar en muchas sociedades desarrolladas un aumento de la desigualdad en la distribución de la renta, en la medida en que un subgrupo de población "poco educada" se ha visto marginada del proceso productivo y sólo ha conseguido acceder a los puestos de trabajo a través de una reducción en sus salarios reales. Por el contrario, el avance técnico y la nueva economía han jugado a favor de los estratos más dinámicos y con mayor nivel educativo de la población. Un caso típico de este proceso es el de la sociedad americana. Europa sin embargo, ha evitado, en parte, este proceso de mayor polarización en la distribución de la renta, pero a costa, según algunos autores, de un aumento del paro, sobre todo aquel que afecta a los estratos de la población menos educados. Quizá la precedente argumentación, por impresionista, resulte en exceso simplificada, pero pocas dudas caben acerca de que el cambio técnico y el desarrollo de la nueva economía han ejercido, y ejercerán, profundos cambios en cómo producir y para quién producir. En esta tesitura, PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA ha deseado abordar con carácter monográfico el tema de la distribución de la renta en España, pero sin olvidar mencionar la experiencia de otros países de nuestro entorno.

LA DESIGUALDAD COMO PROBLEMA ECONÓMICO

El tema de la desigualdad resulta en extremo complejo y, en ocasiones, un tanto incómodo de abordar por parte de los economistas. En efecto, es complejo porque hay que responder a cómo medir la desigualdad, tarea que dista de ser simple, y hay que indagar acerca de los

mecanismos que determinan la distribución de la renta y de la riqueza. Y es incómodo porque un análisis de la desigualdad, cuando se pasa de la aproximación positiva a la normativa, exige una notable dosis de subjetivismo al establecer comparaciones de bienestar. Finalmente, el tema de las políticas resulta en extremo resbaladizo. En efecto, las sociedades occidentales comparten un cierto código de valores, en el sentido de que aceptan y desean que el sector público ejerza una cierta acción compensadora sobre la desigualdad que el mercado genera. Pero es difícil interferir en la distribución resultante de las fuerzas del mercado sin que ello comporte un coste en términos de eficiencia.

El ejemplo de la imposición es uno de los más típicos. La imposición progresiva sobre la renta, común a todas las sociedades occidentales, nace del deseo compartido de que aquellos estratos de la población con mayores recursos económicos contribuyan en mayor medida a sufragar el gasto público. Pero es evidente que la progresividad tiene un límite. Sociedades que se han excedido en la elevación de sus tipos marginales se han visto forzadas a su posterior reducción para evitar un excesivo coste en términos de eficiencia económica. Ante esta circunstancia, compartida por toda la imposición progresiva, los economistas han tendido a centrar su atención en el papel redistributivo del gasto público. Pero tampoco la acción redistributiva del gasto puede siempre actuar sin dañar la eficiencia. Considérense dos ejemplos ilustrativos de la acción redistributiva del gasto, el primero, desde una óptica territorial, y el segundo, desde una óptica personal.

Desde una óptica territorial, la inversión pública puede dirigirse hacia zonas deprimidas con objeto de sentar las bases para su posterior desarrollo. Pero, posiblemente, no sea esta la opción que más beneficie al crecimiento a escala nacional. Mejorar la red de transportes posiblemente sea más beneficioso si esta mejora se produce en zonas congestionadas, generalmente las más desarrolladas, que en zonas poco transitadas, generalmente las más pobres. Pero si las segundas reciben muy poca inversión, difícilmente podrán desarrollarse. La incompatibilidad entre eficiencia y equidad resulta pues claramente patente.

Desde una óptica personal, algunos tipos de gastos encaminados a beneficiar a los estratos de población menos favorecidos, como los subsidios de paro u otro tipo de ayudas, es claro que ejercen un efecto desincentivo. Sin lugar a dudas, la mayor generosidad relativa del apoyo al desempleo en Europa que en Estados Unidos contribuye a explicar el diferencial de paro que, a partir de la crisis del petróleo de 1973, ambas economías han acumulado. ¿Qué es preferible, una sociedad más individualista, como la americana, y más eficiente económicamente, o una sociedad más solidaria, como la europea, pero con más

dificultades para competir? Difícilmente un economista sería capaz de hallar una respuesta objetiva que no fuese objetable por los partidarios de la equidad o por los partidarios de la eficiencia. Es, en definitiva, la sociedad —y no los economistas—, a través de los votos que concede a sus políticos, quien debe responder a esta pregunta exteriorizando su código de valores.

Existe, sin embargo, un tipo de gasto público con efectos redistributivos que posiblemente no entrañe esta incompatibilidad entre eficiencia y equidad. Es aquel tipo de gasto orientado a facilitar el acceso y la integración de la población en el sistema productivo. En este sentido, una sociedad sometida a un rápido cambio tecnológico debe ocuparse de la educación de su población si desea evitar la marginación de ciertos estratos del proceso productivo, con la consiguiente aparición de bolsas de pobreza. De hecho, existe una clara asociación entre la distribución de la renta y la distribución de la educación, o capital humano. Por otro lado, el capital humano, per se, tiende a autorreproducirse. Los padres con mayor formación suelen también preocuparse por la educación de sus hijos y, de esta forma, la desigualdad en la distribución de la renta resultante de la desigualdad en la distribución del capital humano tiende a perpetuarse si la intervención pública no procura facilitar el acceso de toda la población al sistema educativo. En este caso, si se logra que los más capaces, pero con restricciones financieras, puedan beneficiarse de la educación, eficiencia y redistribución pueden discurrir en paralelo.

Preocupaciones de esta naturaleza son las que han inducido al Consejo Editorial de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA a elaborar un número, con la inestimable ayuda del profesor **José Luis Raymond** en su diseño y coordinación, que se ocupase de la vertiente distributiva de la economía española, y organizado en tres partes, relativas, respectivamente, al concepto de igualdad, a la medición de la distribución de la renta y de la riqueza en España, y a las políticas de redistribución. Dieciséis son las contribuciones que conforman este ejemplar de la Revista.

CONCEPTOS Y MEDICIÓN DE LA IGUALDAD

Abre este primer conjunto de artículos el trabajo de los profesores **Francisco Cabrillo** y **Rocío Albert** con el título de «Igualdad y desigualdad en economía». Después de establecer un repaso histórico sobre las concepciones de igualdad, la contribución se centra en el examen de los mecanismos de redistribución de la renta, a saber, el libre mercado y la acción del sector público. Plantea, en este sentido, alguno de los inconvenientes de los que la intervención pública puede adolecer, extendiendo el análisis a tres tipos de desigualdad; la desigualdad entre clases sociales, la desigualdad por raza o sexo y la desigualdad entre naciones. Reflexiona sobre la idea de que la regulación esta-

tal y el gasto público no son las únicas vías para solventar el tema de la desigualdad, concluyendo que, en ocasiones, el mercado puede producir mejores resultados.

Tras este planteamiento histórico-filosófico de la desigualdad, el trabajo del profesor **Rafael Salas**, titulado «La medición de la desigualdad económica», aborda la cuestión más técnica de presentar, de forma rigurosa, el instrumental que se utiliza para medir la desigualdad. Se pasa revista a diversos índices de desigualdad, como los de Atkinson, de Gini generalizado y de entropía generalizada. También se consideran otros conceptos relacionados, como son, entre otros, los de polarización, pobreza, movilidad o redistribución vertical y horizontal. La presentación formalizada de las medidas de desigualdad es una muestra del deseo de la economía por establecer cuantificaciones concretas de un fenómeno escurridizo y muchas veces difícil de sintetizar a través de un simple guarismo.

Esta parte se cierra con el trabajo «Comparaciones internacionales de bienestar, una aplicación con datos LIS (Luxemburg Income Study)» del profesor **Jesús Ruiz-Huerta**, que presenta comparaciones internacionales de bienestar a través del empleo de funciones abreviadas de bienestar social que conjugan la renta media de cada país, variable que actúa positivamente sobre el bienestar, con una medida del grado de desigualdad en su distribución, que opera con signo opuesto. En la comparación intervienen diez países de la OCDE, entre los que figura España. En general, el período contemplado abarca desde principios de los ochenta hasta mediados de los noventa. En cualquier caso, el trabajo es cauteloso en el momento de expresar sus conclusiones, ofreciendo una serie de consideraciones sobre los problemas que las comparaciones internacionales de bienestar plantean. Sin embargo, es tranquilizador observar que para el período 1980-1995 (y en particular para el subperíodo 1985-1990) España es seguramente el país, entre los once considerados, en que se ha producido la mejora distributiva más contundente.

LA PERSPECTIVA DISTRIBUTIVA DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Esta parte, que es la más nutrida de colaboraciones, comienza con un primer trabajo del director del Gabinete de Estadística y Coyuntura de FUNCAS, **Ángel Laborda**, con el título de «La distribución funcional de la renta en España». El trabajo estima y analiza la evolución de los salarios y del excedente de explotación, así como su participación en el PIB al coste de los factores, desde mediados de los cincuenta hasta la actualidad. Este artículo aporta una información estadística de gran utilidad en la que fundamentar ulteriores trabajos, a la vez que comprueba que el carácter cíclico de la distribución factorial de la renta es en España más acusado que en los dos grandes bloques económicos

constituidos por Europa y Estados Unidos. Esta mayor volatilidad de la distribución de la renta en España puede ser una consecuencia de la falta de flexibilidad laboral, lo que impide una adaptación rápida de los salarios a las condiciones económicas de las empresas. En estas circunstancias, las fases recesivas se traducen en acusadas caídas de la rentabilidad empresarial, lo que tiene su plasmación en fuertes fluctuaciones cíclicas de la formación bruta de capital fijo y del empleo. Por tanto, el artículo concluye señalando que cambios en el marco institucional del mercado laboral que facilitasen la acomodación entre salarios y condiciones económicas de las empresas podrían facilitar una mejor respuesta de la economía española frente a los *shocks* de crecimiento.

En «La anatomía de la distribución de la renta en España,1985-1996, la continuidad de la mejora», los profesores **Josep Oliver**, **Xavier Ramos** y **José Luis Raymond** efectúan un exhaustivo examen de la evolución de la distribución personal de la renta en España en el período de referencia, a partir de la explotación de la única fuente de datos disponible con periodicidad anual, representada por las encuestas continuas de presupuestos familiares. Desgraciadamente, debido a la ausencia de información estadística posterior, el trabajo concluye en 1996. Por medio del empleo de distintos contrastes de robustez, se halla el resultado de que la distribución de la renta mejoró sensiblemente en España desde 1985 hasta 1990. A partir de esta fecha, según el índice seleccionado, el grado de desigualdad en la distribución experimenta una muy suave reducción, o tiende a estabilizarse. Por otro lado, el grado de desigualdad en España tiende a ser superior al imperante en otros países europeos pero inferior al de Estados Unidos.

Con distinta metodología, los profesores **Luis Ayala** y **Jorge Onrubia**, bajo el título de «La distribución de la renta en España según datos fiscales», analizan el tema para el período 1982-1998 empleando microdatos procedentes de las declaraciones del IRPF. La conclusión a la que en este caso se llega es a un aumento de la desigualdad, resultado que está en consonancia con otros trabajos sobre el tema empleando estas fuentes, si bien, como los propios autores reconocen, los resultados de una encuesta de presupuestos familiares no pueden compararse con los derivados de fuentes fiscales. Entre otros factores, las variaciones temporales en la distribución del fraude, la distinta definición de renta, el distinto universo contemplado (toda la población en las encuestas de presupuestos familiares, y sólo las unidades fiscales que exceden al mínimo exento en los datos fiscales), o el empleo de escalas de equivalencia en los trabajos con las EPF, pueden explicar este resultado. El estudio se completa con un análisis de movilidad de renta a través del empleo de diversos índices, concluyéndose que la

movilidad estimada de rentas en España es notablemente inferior a la obtenida en trabajos de similar naturaleza para otros países.

Parecía obligado, al analizar la distribución de la renta en España, ocuparse de su componente más importante: las retribuciones salariales.

Los profesores **Juan Francisco Jimeno**, **Mario Izquierdo** y **Virginia Herranz**, bajo el título de «La desigualdad salarial en España, descomposición y variación por niveles de salarios», abordan el tema de la desigualdad referida a las rentas salariales. Utilizando la *Encuesta de estructura salarial* de 1995, se efectúa una descomposición de la desigualdad salarial *inter* grupos e *intra* grupos, y se estiman diferencias salariales atendiendo a ciertas características individuales. Entre las conclusiones obtenidas, cabe destacar el hecho de que alrededor de un 30 por 100 de la desigualdad salarial observada se debe a la desigualdad entre grupos de ocupación, mientras que el 20 por 100 viene explicado por la desigualdad en niveles educativos o entre trabajadores con contrato temporal o indefinido. En efecto, los trabajadores con contrato temporal tienen menores salarios, a la vez que su rotación es mayor, lo que reduce la antigüedad en la empresa, que es una variable claramente condicionante del nivel salarial.

Dentro de los temas de desigualdad, un tratamiento aparte merece el tema de la pobreza. Entre otras razones, el motivo radica en que la pobreza y la marginación social son difíciles de captar a través de las estadísticas usuales para medir la distribución de la renta, como las encuestas de presupuestos familiares, dado que los colectivos pobres, o los sin techo, no forman un hogar y no son encuestados en las correspondientes estadísticas referidas a hogares. En cualquier caso, los trabajos empíricos frecuentemente se ven obligados a recurrir a esta fuente debido a la inexistencia de una alternativa fiable. El tema es abordado por los profesores **Martín-Guzmán**, **Bellido** y **Jano**, en su trabajo, «La pobreza en España». La pobreza es analizada desde la triple vertiente de las denominadas «pobreza relativa, pobreza subjetiva y nivel de equipamiento de los hogares como indicador de pobreza». Entre las conclusiones que este trabajo obtiene, dos podrían ser destacadas. La primera de ellas es que los hogares españoles, incluso los clasificados como pobres o como extremadamente pobres, tienen unos niveles de equipamiento bastante aceptables. La segunda es la existencia de una clara relación entre el bajo nivel de estudios del sustentador principal y la mayor probabilidad de incurrir en situaciones de pobreza.

Precisamente para ahondar en esta última relación, la nota que sigue a este artículo, elaborada por **Sonia González** y **José Luis Raymond**, bajo el título de «Una nota sobre nivel educativo y pobreza», presenta

los resultados de la estimación con microdatos de la EPF 1990-91 de un modelo *probit* que relaciona la probabilidad de que un hogar sea pobre y ciertas características del hogar, entre las que destaca el nivel de estudios del sustentador principal. La simulación del modelo permite evaluar probabilidades y comprobar que el acceso de la población a unos niveles educativos mínimos permite reducir muy sensiblemente la probabilidad de pobreza.

Una cuestión importante, que está presente en el debate social en España, es el papel que la conexión entre los jóvenes y sus familias juega en la reducción o acentuamiento de la pobreza.

Bajo el título de «Pobreza y familia: ¿son los jóvenes una carga o una ayuda?», las profesoras **Olga Cantó** y **Magda Mercader** analizan la relación económica entre los jóvenes y sus familias. Para ello, emplean los microdatos de dos encuestas: la EPF, 1990-91 y la ECPF 1985-96. La cuestión a resolver es que si bien la presencia de jóvenes en el hogar puede constituir una carga, en caso de que estos trabajen puede contribuir a la mejora del bienestar familiar. Los resultados hallados muestran que la existencia de un colchón familiar constituye una pieza clave en la prevención de la pobreza, así como el hecho de que, especialmente en los hogares de renta baja, la protección familiar no sólo se manifiesta de padres a hijos, sino también de los jóvenes hacia sus familias.

Finalmente, el tema de la desigualdad en la distribución no quedaría completo si no se abordase su perspectiva espacial. Existen muchos trabajos que, desde esta misma publicación, se han ocupado con carácter monográfico de la distribución regional y provincial de la renta. Esta cuestión es de nuevo contemplada en este número de PAPELES en el trabajo del profesor **José Villaverde** bajo el título de «La distribución espacial de la renta en España: 1980-1995». Empleando la base de datos BD-Mores, se llega a la conclusión de que, entre estas dos fechas, la desigualdad regional, medida a través de la contribución de cada región al VAB nacional, ha tendido a incrementarse ligeramente. En términos per cápita, el resultado que se obtiene es similar. En esencia, se trata de la misma conclusión a la que llegan otros trabajos previos empleando como fuente informativa las series del BBVA y un amplio período que cubre los años 1960-1998, lo que, en términos del VAB per cápita, permite distinguir dos fases, una de acusada convergencia, 1960-1975, y otra de estancamiento de la convergencia o aumento ligero de la divergencia, a partir de esta fecha. Dado que en el trabajo del profesor **Villaverde** se identifican las distintas tasas de ocupación como una variable relevante explicativa de las disparidades regionales, se sugiere qué reformas estructurales en los mercados laboral, de

la vivienda o del suelo, podrían contribuir a homogeneizar tasas interregionales de ocupación y a reducir disparidades.

También con óptica espacial, el profesor **Emili Tortosa** aborda la cuestión en su artículo «Sobre la distribución espacial del capital en España». El autor, empleando la base de datos elaborada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), analiza el comportamiento de las *ratios* capital-trabajo y capital-producto en el período 1965-1995. Mientras que el *stock* de capital por trabajador ha aumentado de forma espectacular en España, la *ratio* capital-producto, a escala nacional, ha tendido a permanecer relativamente estable. Por otro lado, descendiendo a escala provincial, se observa un claro proceso de convergencia en el cociente entre capital y población ocupada. Este proceso de convergencia provincial en la *ratio* capital-trabajo le lleva al autor a ser optimista en cuanto a las posibilidades futuras de una convergencia provincial en el VAB per cápita, por cuanto es ésta una variable claramente condicionante de la productividad total de los factores y, en última instancia, de la producción provincial. Sin embargo, otras investigaciones, como la previamente comentada, cuestionan que la convergencia espacial pueda producirse en un futuro de forma automática. El tiempo decidirá entre ambas posturas.

LA DISTRIBUCIÓN COMO OBJETIVO DE LA POLÍTICA ECONÓMICA

Cuatro trabajos integran esta última parte y cierran el contenido de este número de PAPELES. El primero de ellos, a cargo de los profesores **Manuel Jaén** y **Agustín Molina**, bajo el título de «Efectos distributivos del gasto público en España», se ocupa del papel que desempeña uno de los mecanismos básicos de redistribución de que el sector público dispone. El artículo efectúa un sistemático repaso de los estudios disponibles sobre la acción redistributiva del gasto en España. Por lo que respecta a los gastos divisibles, formados por educación, sanidad, vivienda y pensiones, el artículo concluye señalando una fuerte incidencia redistributiva de este tipo de gastos a favor de los estratos inferiores de renta. En cuanto a los gastos indivisibles, el resultado depende de los criterios de asignación empleados. Globalmente, cabe pues concluir que, a escala personal, el gasto público ejerce una acción redistributiva. El trabajo también contempla la acción redistribuida en el ámbito espacial, y concluye señalando que existe una notable concordancia entre la población de la comunidad y la distribución del gasto. Ello, según los autores, ofrece soporte a la propuesta de que la asignación financiera a las comunidades autónomas para cubrir el gasto transferido se realice en términos per cápita.

Junto al gasto, el otro pilar en el que se sustenta la acción pública de redistribución son los impuestos, tema del que se ocupa el trabajo de los profesores **Samuel Calonge** y **Antonio Manresa**. Bajo el título de

«La incidencia impositiva y la redistribución de la renta en España: un análisis empírico», los autores explotan una nueva base de datos constituida por la fusión de la EPF 1990-91 y una muestra de declarantes del IRPF pertenecientes al panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales. Los resultados hallados señalan un sistema fiscal español ligeramente progresivo y redistributivo en su conjunto, si bien con contribuciones muy dispares. Así, los impuestos responsables de esta progresividad son los directos, formados por el IRPF, el Impuesto sobre Sociedades y el Impuesto sobre el Patrimonio. Por el contrario, la imposición indirecta, formada por IVA, impuestos especiales e importaciones, juega un papel regresivo. Si estos resultados se unen a los del trabajo precedente, relativo a la acción distributiva del gasto público, la conclusión final es que el sector público ejerce en nuestro país un papel compensador a favor de los estratos de renta menos favorecidos.

Un tema poco conocido, pero de indudable transcendencia, es el relativo a la conexión entre redistribución y regulación. **Miguel Ángel Lasheras**, bajo el título de «Distribución de rentas en la regulación de tarifas y reestructuración de telecomunicaciones y energía», analiza este extremo en dos sectores que ha estudiado detalladamente. El principal problema radica en que la fijación de tarifas ha respondido históricamente a criterios que entrañan subvenciones cruzadas y efectos redistributivos de distinto signo y difíciles de desentrañar. El autor aboga por la fijación de unos precios de competencia, mientras que la acción redistribuida se debe separar y abordar a través de fondos específicamente orientados a cubrir tales objetivos.

Este número de PAPELES concluye con el artículo de los profesores **Oliver**, **Ramos** y **Raymond**, titulado «Capital humano y desigualdad en España, 1985-1996», y orientado a determinar el papel que la distribución diferencial de la educación tiene en la desigual distribución observada de renta. En efecto, enlazando con el trabajo de estos mismos autores titulado «Anatomía de la distribución», previamente comentado, se comprueba que entre 1985 y 1996 la distribución de la renta personal en España ha mejorado. En el trabajo que ahora se comenta, se constata que una tercera parte de esta mejora es atribuible al esfuerzo educativo realizado en nuestro país en estos años, que se ha traducido en una distribución más igualitaria del *stock* de capital humano entre los distintos estratos de población. Por tanto, se concluye que redistribuir capital humano, facilitando el acceso a la educación de los estratos de menor renta, es una forma de favorecer la equidad que no entraña contradicción con el objetivo de eficiencia. Es más, si las reformas educativas facilitan que los grupos de población más capaces y con restricciones financieras accedan a la educación, en tal caso se consigue que eficiencia y equidad discurran en paralelo. En efecto, para este colectivo, el de los más capaces, el rendimiento de

la inversión educativa generalmente excede a la media, con lo que se consigue el objetivo de eficiencia. A la vez, si los beneficiados —aquellos que, como consecuencia de la reforma, estudian y que en ausencia de reforma no habrían estudiado—, pertenecen a los estratos inferiores de renta, este mismo tipo de intervención promueve la equidad.

Estas dieciséis contribuciones completan el número 88 de PAPELES. Sin duda, aunque algunas cuestiones permanezcan abiertas, el esfuerzo investigador en este campo debe permitir a los economistas ofrecer opciones para que la sociedad elija. Como al principio se ha señalado, eficiencia y equidad suelen mostrar una cierta dosis de incompatibilidad. Las sociedades más eficientes, como la estadounidense, suelen preocuparse menos de la equidad, mientras que las sociedades europeas, no tan competitivas, conceden un mayor peso al objetivo de equidad. Si la finalidad última es el aumento en el bienestar de la población, posiblemente un compromiso entre los objetivos de eficiencia y equidad resulta indispensable. Pero, en cualquier caso, el gran reto de los economistas, y de la sociedad en su conjunto, probablemente radique en el diseño de reformas y mecanismos institucionales que minimicen las fricciones entre eficiencia y equidad, sobre todo en un contexto en el que el avance tecnológico y la globalización pueden provocar que ciertos estratos de la población queden marginados en términos de los logros productivos agregados conseguidos.

COLABORACIONES

I. LA IGUALDAD EN ECONOMÍA

IGUALDAD Y DESIGUALDAD EN ECONOMÍA

Francisco CABRILLO
Rocío ALBERT

Ils adoraient l'egalité jusque dans la servitude.

Alexis de Tocqueville

I. TRES FORMAS DE DESIGUALDAD ECONÓMICA

NO resulta cómodo para un economista hablar de igualdad. Se trata, sin duda, de un asunto atractivo, pero complejo. Todo economista que aborda este tipo de problemas se da cuenta de que el tema rebasa con mucho aquellas cuestiones en las que se siente más o menos seguro. Analizar la desigualdad implica, casi necesariamente, realizar juicios de valor, así como asumir algún criterio de justicia distributiva. Y la justicia distributiva es, para muchos economistas, un concepto vacío, sobre el que cabe todo tipo de opiniones, perfectamente defendibles; desde la aceptación pura y simple de la desigualdad nacida de las propias transacciones del mercado hasta la exigencia de la igualdad absoluta como valor ético irrenunciable.

Sin embargo, la preocupación por las situaciones de la pobreza y la desigualdad ha sido común entre los economistas a lo largo de toda la historia. El caso más conocido es, seguramente, el de Alfred Marshall, quien tenía en su despacho el retrato de un viejo mendigo, que le obligaba —según él mismo confesaba— a no perderse demasiado en cuestiones teóricas, sin relevancia práctica, y a ser consciente de que el objetivo principal de la obra de un economista debe ser mejorar las condiciones de vida de los más necesitados. Pero esta preocupación ha estado casi siempre presente, de una u otra forma, en las obras de la mayor parte de los economistas.

Cuestión diferente es la opinión de cada uno con respecto a cuál sería la mejor forma para erradicar la pobreza. Algunos economistas han considerado que la conclusión lógica de una actitud a favor de los menos favorecidos es recomendar un mayor crecimiento del gasto público para, con él, reforzar los programas de redistribución de la renta. Pero defender una intervención activa del Estado en la lucha contra la desigualdad no implica una mayor preocupación por este problema. Por el contrario, otros economistas han creído —y creen hoy— que la mejor manera de erradicar la pobreza es reducir el papel del Estado, con el argumento de que la lógica política nos enseña que no serán los más necesitados, sino los grupos con mayor capacidad de presión, quienes obtengan los mayores beneficios del gasto y la regulación públicas.

Entre los muchos problemas que ha planteado la existencia de desigualdades en la vida económica hay tres que, a lo largo del tiempo, han despertado un especial interés tanto para los economistas como para la opinión publica. Los hemos denominado «la riqueza de las naciones», la «sociedad de clases» y la «batalla de la raza y el género». Todos ellos han tenido una importancia excepcional en algún momento histórico determinado, y en algunas ocasiones los tres han desempeñado un papel protagonista.

Así, el objetivo de los economistas más destacados del siglo XVIII era determinar por qué unos países eran más prósperos que otros, y cuáles podrían ser las fórmulas a adoptar para conseguir enriquecer a aquellos que habían quedado atrás. En la mayor parte de los casos, los argumentos para explicar diferentes niveles de riqueza no se basaban tanto en supuestas características innatas de cada raza o sociedad como en el diferente marco legal e institucional en el que estas sociedades se desenvolvían. Esta idea se encuentra en numerosos textos de la época. Por poner sólo un ejemplo, Helvetius no dudaba en comentar en forma crítica, en uno de los capítulos de su obra sobre el espíritu, la idea de que se deben a diferentes naturalezas virtudes que no son sino el efecto de determinadas formas de gobierno (Helvetius, 1776: 175). La obra de Adam Smith, desde este punto de vista, no sería sino la culminación de esta tendencia, que, a su vez, dejaría firmemente asentada la idea de que la estrategia del mercado era la más eficiente para garantizar el progreso económico; fórmula que —con la excepción de la política de comercio exterior— gozaría de una aceptación generalizada a lo largo de la mayor parte del siglo XIX.

Los años centrales de aquella centuria presenciaron un cambio significativo en la visión armónica de una sociedad liberal que derivaba del pensamiento

smithiano. Y no sólo en las reacciones dirigidas a hacer de la nación el sujeto a estudiar por la ciencia económica, que culminarían en el historicismo y en la ofensiva proteccionista que tendría lugar en los años finales del siglo en la mayor parte de los países europeos. También la idea de que la sociedad sufría un enfrentamiento de clases sociales, basado no ya tanto en los privilegios hereditarios como en la riqueza obtenida en el mundo de los negocios y en el control de los medios de producción, iría cobrando fuerza creciente a medida que se desarrollaba la revolución industrial. Es cierto que existen claros precedentes a esta idea —algunos muy anteriores— que poco tienen que ver con la industrialización. Pero los cambios sociales que ésta supuso, al concentrar grandes masas de trabajadores en las nuevas ciudades fabriles, son, sin duda, determinantes para explicar el aumento de la preocupación por las diferencias en la distribución de la renta; y dieron origen a muy diversas estrategias para reducirla, desde los planteamientos comunistas a nuevas fórmulas anticipadoras de la socialdemocracia, que tienen una formulación ya muy clara en la distinción de John Stuart Mill entre leyes de producción y leyes de distribución (Mill, 1848). Esta distinción, que resulta clave para entender lo que ha sido la política de redistribución de la renta de los últimos cincuenta años, se basa en la idea de que la distribución puede ser determinada por las instituciones sociales, sin afectar a la esfera de la producción, que funcionaría de acuerdo con unos principios técnicos claramente establecidos. El problema de la ineficiencia de los programas de redistribución de la renta quedaba así soslayado de una forma muy simple y se abría el camino a proyectos de socialización de los servicios públicos sin necesidad de tocar —eso se pretendía— la asignación de recursos productivos.

Las diferencias del nivel de desarrollo entre las diversas naciones pasaron en esta época a desempeñar un papel secundario. Definido el modelo de crecimiento económico, el problema relevante era determinar en qué estadio se encontraba cada uno de los países del mundo y aplicar las medidas adecuadas para reducir al mínimo posible el tiempo necesario para seguir el camino ya marcado por Inglaterra. Y esta visión del progreso económico no era exclusiva de aquellos que creían en las bondades del sistema capitalista y la economía de mercado. Están formuladas también, de una manera bastante clara, en el pensamiento del propio Marx. De acuerdo con su teoría de la evolución de las sociedades, el capitalismo era una etapa por la que tendrían que pasar todos los países antes de poder llegar a la idílica sociedad comunista. La revolución no empezaría en los países pobres ni en las colonias. La primera nación revolucionaria sería, en su opinión, sin duda, Inglaterra. Y los enfrentamientos entre naciones no serían sino manifestaciones de enfrentamiento entre burgueses, en las que los proletarios desempeñarían siempre el papel de víctimas, fuera el que fuera su país de origen.

En las primeras décadas del siglo XX la desigualdad entre las naciones pasaría, sin embargo, a ser de nuevo un problema importante, de la mano de las teorías del imperialismo. Estas teorías, que tenían, en la mayor parte de los casos, un componente marxista muy claro, se apartaban, sin embargo, de una forma sustancial, de la obra del maestro. Aún más; de alguna manera significaban el reconocimiento de que la predicción de Marx sobre el empobrecimiento de las clases trabajadoras en los países más avanzados de Europa, que, en su modelo, constituía el motor de la evolución histórica para dar el paso hacia el comunismo, no se había cumplido. La idea de que la explotación de las colonias y los países atrasados era la explicación más adecuada del hecho de que la desigualdad en la distribución de la renta no sólo no crecía, sino que disminuía ostensiblemente, en los países avanzados no era, por tanto, otra cosa que una explicación ad hoc, de muy dudosa validez científica desde cualquier punto que se quiera analizar. Pero tuvo una influencia muy grande, que ha llegado hasta nuestros días. El proceso de descolonización de los años cincuenta y sesenta, y los numerosos programas de ayudas y acuerdos internacionales posteriores para conseguir el desarrollo de los países del tercer mundo, han atribuido un papel protagonista a este problema y han sido fuente inagotable para un debate que sigue hoy en plena vigencia, debido, en buena medida, a la frustración de las expectativas que se formaron en su día en relación con el desarrollo de muchos de estos países.

El nuevo énfasis en la cuestión de los diferentes niveles de desarrollo internacional no ha significado, sin embargo, la desaparición de los conflictos entre clases sociales. En los años que transcurrieron entre las dos guerras mundiales, éstos salieron a la luz continuamente en los países occidentales. La revolución soviética abrió un camino de reformas sociales que muchos pensaron que sería seguido por el resto del mundo. Y, aunque las cosas finalmente no transcurrieran de esa manera,

sus efectos se extendieron por toda Europa. En Alemania, la crisis que tuvo lugar tras la derrota militar provocó tensiones sociales de todo tipo, y la amenaza del bolchevismo constituyó, sin duda, uno de los factores fundamentales que contribuyeron al ascenso al poder del nacionalsocialismo. Y Alemania no fue sino el ejemplo más extremo de lo que sucedió en el continente. E incluso en los países de más larga tradición democrática el sistema económico y el político fueron puestos en cuestión por problemas de distribución de la renta y lucha de clases. La huelga general de 1926 supuso en Gran Bretaña un auténtico desafío al orden establecido, y la Gran Depresión tuvo efectos devastadores sobre la forma de entender el papel del Estado en la economía norteamericana, introduciendo cambios no sólo en la política económica, sino también en la forma misma de entender el derecho de contratos y la regulación de las actividades económicas privadas, cuyos efectos han llegado hasta nuestros días.

A lo largo de las tres décadas que siguieron a la Segunda Guerra Mundial, el papel económico del Estado experimentó un crecimiento sin precedentes en el mundo occidental; y en esta expansión del sector público desempeñó un papel de singular importancia el desarrollo del Estado del bienestar. El objetivo del Estado del bienestar era, básicamente distributivo, aunque algunos historiadores económicos han señalado recientemente que pudo tener también efectos favorables en el lado de la producción, al asegurar unos años de paz social que permitieron un crecimiento sostenido y sin tensiones hasta la década de los años setenta.

Pero en esta situación generalizada de prosperidad innegable de la que viene gozando desde hace años el mundo occidental han surgido tensiones internas ocasionadas por cambios sociales tan significativos como la crisis de la familia, la inmigración o las tensiones raciales, que han producido nuevas formas de desigualdad y pobreza. Los datos son bastante claros a este respecto. La integración de las minorías étnicas está resultando mucho más difícil de lo que se pensó en su día. Y la incorporación masiva de las mujeres al mercado de trabajo, y su acceso a puestos de cada vez mayor responsabilidad, ha ido acompañada del surgimiento de un grupo importante de mujeres que viven solas, o son las cabezas de familias monoparentales, con unos niveles de ingresos muy bajos, que han permitido hablar de una «nueva pobreza», de la que son, lamentablemente, protagonistas. Estos hechos ha tenido una gran importancia para los economistas. Por una parte, se ha comprobado no sólo que el Estado del bienestar tradicional encuentra serios problemas para enfrentarse a estos nuevos desafíos. Resulta también que muchos de estos problemas pueden haber sido provocados por el propio Estado del bienestar. La crisis de la familia, por ejemplo, que es la responsable en buena medida de esta nueva pobreza, ha sido favorecida, sin duda, hasta cierto punto por los propios programas públicos de ayuda a la familia.

De acuerdo con la tesis planteada al principio de este artículo, el hecho de que la preocupación por la desigualdad por motivos de sexo o raza sea un fenómeno relativamente moderno no significa, desde luego, que tal desigualdad no existiera con anterioridad. Lo contrario es lo cierto. La discriminación contra las mujeres y las minorías étnicas no ha sido nunca menor que ahora. Pero el tema no desempeñaba un papel relevante por la aceptación, más o menos generalizada, de la situación. Por poner sólo un ejemplo, en un escrito tan radical como el *Manifiesto de los iguales,* de Babeuf, se establece como el gran objetivo igualitario «que no exista mayores diferencias entre los hombres que aquéllas debidas a la edad y al sexo» (Desanti, 1970: 43). Y tal paradoja es exactamente la misma que se observa en las discusiones sobre los niveles de vida de los trabajadores en la revolución inglesa. En el período anterior a la industrialización, el nivel de vida de las clases populares era más bajo que en los años centrales del siglo XIX, pero la conciencia de la necesidad de reducir la desigualdad era también muy inferior.

II. TRES MECANISMOS DE DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA

Los debates sobre igualdad y redistribución de la renta suelen basarse en la existencia de dos mecanismos alternativos de asignación de recursos y distribución de la renta. El primero, el mercado, o —tal vez con mayor precisión— el contrato libre entre las partes, que deciden sin restricciones sobre el intercambio de recursos o servicios productivos. El segundo, el Estado, que actúa sobre la distribución de la renta en un doble sentido: como legislador o regulador, cuando establece las condiciones en las que las partes deben realizar los intercambios de bienes y servicios; y como agente económico que produce por sí mismo bienes y servicios y modifica —mediante sus programas de ingresos y gastos públicos— la distribución de la renta a la que se habría llegado de aplicarse con exclusividad el principio del libre

contrato. No es preciso añadir que, en la práctica, ambos sistemas se entrelazan estrechamente, ya que son cada vez menos los casos en los que los contratos no se ven afectados por la política del sector público en cualquiera de las dos formas antes mencionadas. Pero sí cabe analizar los diversos modelos de asignación existentes en el mundo real según se aproximen más a uno u otro de los dos sistemas teóricos.

Desde el punto de vista de la distribución de la renta, el mercado actúa como un mecanismo que da premios o sanciones en función de los méritos de los agentes económicos que en él participan. El mérito se define aquí en términos de la aceptación social de los bienes o servicios que cada agente ofrece. Nada tiene que ver, por tanto, esta idea con el concepto de «bien de mérito», en el sentido en el que lo ha venido utilizando la teoría de la Hacienda Pública desde hace más de cuarenta años, en referencia a aquellos bienes que resultan beneficiosos tanto para los ciudadanos como para el conjunto de la sociedad, pero que la cortedad de miras o la falta de información de aquéllos hace que el mercado los ofrezca en una cuantía inferior a la que exigiría el óptimo social. Lo cierto es que el mercado no reconoce el valor especial de estos bienes de mérito, cuya definición misma sigue siendo algo bastante misterioso para muchos economistas y politólogos. Podremos argumentar que la gente elige mal, que existen problemas de información asimétrica o, en palabras del padre fundador de la economía del bienestar, que es mucho más difícil saber gastar bien el dinero que ganarlo (Pigou, 1938: 754). Pero, en el fondo, resulta bastante difícil negar que la gente sabe lo que quiere, y que si esto no fuera así, lo primero que tendríamos que hacer es renunciar al proceso democrático mismo y dejar todas las decisiones importantes en manos de una elite, que sí sepa cómo gastar bien, idea que nunca ha desaparecido del pensamiento político occidental.

La distribución de la renta y la riqueza que genera el mercado se muestra sin ambages, a veces, de una forma cruda y desagradable, como un efecto directo de la relación estrecha que existe entre las áreas de producción y distribución, de la que resulta muy difícil escapar en el medio y largo plazo. Desde la economía gestionada por el sector público se tiende, en cambio, a suavizar estos resultados; aunque a veces lo único que se consiga sea hacerlo en el corto plazo. En otras palabras, es muy difícil que las medidas de redistribución tengan efectos duraderos si los favorecidos no son capaces de elevar su productividad y ofrecer a los demás agentes económicos algo de lo que éstos demandan.

La superioridad moral de la gestión pública frente a la crudeza eficiente del mercado —principio de aceptación bastante generalizada en nuestros días— está lejos, por tanto de ser un axioma evidente. Pero, en el fondo, ha sido esta idea la que ha inspirado buena parte de las medidas de redistribución de la renta llevadas a cabo desde el sector público. Al margen de consideraciones morales o sociales de todo tipo, presentes en el pensamiento económico desde hace mucho tiempo, parece que fue la obra de Musgrave la que prestó aspecto científico a la política redistribuidora del sector público.

La forma en la que Musgrave introducía la distribución de la renta, hace ya más de cuarenta años, en su modelo de funciones del sector público es interesante. Afirmaba Musgrave que, tras una época en la que se consideró que la asignación de recursos y la producción de servicios públicos debería ser la única función de la política presupuestaria, «*la mayoría de la gente se dio cuenta* de que el sistema de gastos e ingresos del Estado tiene inevitablemente efectos sociales y económicos, y que éstos pueden ser dirigidos a la consecución de objetivos útiles, no relacionados directamente con la finalidad inmediata de la satisfacción de las necesidades públicas. Realizar cambios en la distribución de la renta constituye uno de tales objetivos». (Musgrave, 1959: 17; la cursiva es mía). El argumento resulta, sin embargo, muy endeble, y es criticable desde muchos puntos de vista, el más importante de los cuales es el histórico. La idea de la sociedad descubriendo cómo puede alterar la distribución de la renta mediante los programas de ingresos y gastos públicos no responde en absoluto a la realidad. Siempre la gente fue consciente de que los impuestos modificaban la distribución de la renta. Lo fueron quienes clamaron en el siglo XVIII contra los privilegios de la aristocracia y el clero... y quienes quemaban las casetas de los consumos en la centuria siguiente, entre muchos otros. Lo que resulta nuevo aquí es, más bien, el hecho de que se empezara a pensar que estos procesos de redistribución de la renta podían hacerse de modo que favorecieran no a unos grupos sociales frente a otros, sino al conjunto de la sociedad. El argumento desembocaba, por tanto, en la necesidad de establecer, a priori, una función de bienestar social en la

que existiera un estado óptimo de distribución de la renta al cual la política pública debería aproximar paulatinamente a una determinada sociedad. En este modelo, los ciudadanos deberían, mediante un proceso de elección colectiva, definir una función social de preferencias que indicara a los gobernantes hasta qué punto aquéllos deseaban ser iguales o desiguales. Y los gobiernos llevarían a cabo su tarea con eficiencia e imparcialidad.

Éstas, y pocas más, son las ideas que sirven de fundamento a todo el aparato técnico construido por la teoría de la Hacienda Pública convencional en el último medio siglo. Lo fundamental de las críticas formuladas a este modelo no ha sido tanto poner de manifiesto errores técnicos específicos —aunque estos errores existieran, sin duda— como cuestionar las ideas que le servían de base. Se trata, en efecto, de preguntarse si existe algo similar a un estado óptimo de distribución de la renta, si tiene sentido fundamentar las decisiones en materia de distribución de la renta en procesos políticos de mayorías simples y, finalmente, si el Estado es ese ente eficiente, objetivo y desinteresado que el modelo de Musgrave presupone.

La crítica más importante a esta teoría convencional de la Hacienda redistribuidora ha sido, sin duda, la formulada por la teoría de la elección pública, al revelar el complejo mecanismo de intereses que subyace tras la supuesta búsqueda del bienestar general por los políticos en el poder (Buchanan y Musgrave, 1999: 107-128). Pero no ha sido, desde luego, la única. Desde la teoría de la regulación (por ejemplo, Stigler y Friedland, 1962) se formuló la teoría de la captura del regulador, que plantea serias dudas sobre los efectos beneficiosos para la mayoría de la población de muchas políticas públicas. Por su parte, los economistas austriacos —Hayek en particular— consideran que la idea misma de la justicia social no tiene contenido objetivo alguno y que, también en el campo de la distribución, el Estado muestra una fe excesiva en poder realizar de manera eficiente actividades para las que no tiene ni la información ni la capacidad necesaria (Hayek, 1998: 407-428). Y, por citar una última aportación importante, los trabajos de A. de Jasay han defendido con buenos argumentos la hipótesis de un Estado que tiene como su principal objetivo su propia supervivencia, y cuya política acaba produciendo, en el campo de la distribución, efectos tan indeseables como lo que Jasay denomina «redistribución adictiva», de acuerdo con la cual cuanto más se ayuda a una persona necesitada, más ayuda esperará en el futuro y más ajustará su conducta a estas expectativas (Jasay, 1993: 243-245).

Estos modelos son bien conocidos y no precisan de mayores comentarios. Las reflexiones que siguen se centrarán, por ello, en una cuestión menos estudiada: los efectos de la redistribución de la renta y el Estado del bienestar en los comportamientos cooperativos que pueden desarrollarse en el marco de una determinada sociedad. Lo primero que llama la atención cuando nos aproximamos al tema es que, frente a la idea de que en un Estado redistribuidor debe predominar la solidaridad social y crearse un caldo de cultivo que dé origen a comportamientos éticos por parte de la gente, la observación más elemental de la realidad nos indica que este tipo de comportamientos no son, precisamente, los que predominan en el Estado del bienestar de nuestros días. Más bien es lo contrario lo que sucede. Lo que se encuentra realmente es todo tipo de abusos y estrategias para obtener rentas frente a los demás. Es decir, una institución cuyo objetivo es ese fin ético de garantizar a todo el mundo la sanidad, la seguridad, o incluso la felicidad —como aparece en algunos textos antiguos de la teoría del bienestar—, crea incentivos para todo tipo de comportamientos antisolidarios y fraudulentos.

En el Estado del bienestar se generaliza la idea de que se puede defraudar si uno no recibe del sector público todo lo que cree que merece; y esta actitud está necesariamente muy generalizada por la propia forma que tiene el mercado de repartir premios y sanciones, a la que más arriba se hizo referencia. Así se afirma, por ejemplo, que es razonable cobrar determinadas subvenciones si por justicia las merecemos, aunque esto suponga violar abiertamente la ley, cuyos principios mismos quedan socavados. Es decir, el propio sistema del bienestar ha contribuido a minar los fundamentos éticos del comportamiento social. Lo más sorprendente es, por tanto, que una institución creada en su día con unos fundamentos sólidos y unos objetivos loables haya acabado en lo que hoy es, y que sobreviva con dificultades en una situación en la que muchos economistas se plantean seriamente que, al margen de los debates políticos, el Estado del bienestar, tal como hoy existe, es simplemente insostenible.

¿Significa esto la muerte de la redistribución por parte del sector público? No, ciertamente. Pero sí exigirá el replanteamiento de muchas cuestiones claves. Y

la primera de ellas es, sin duda, el papel mismo que el Estado desempeña hoy en nuestra sociedad. Una idea básica que, a menudo, se olvida es que el Estado del bienestar, la vieja idea de la atención pública «de la cuna a la tumba», ha heredado muchas de las funciones que antes realizaba la familia. Si se observa, por una parte, la familia tradicional y, por otra, la política social actual, es fácil ver que ha habido un importante trasvase de funciones al Estado por parte de la familia, cuyo papel social se ha reducido sustancialmente. Esto, en algunos puntos, ha sido perfectamente lógico y eficiente. Por ejemplo, hoy es claro que la familia no puede suministrar la educación que se necesita en la sociedad contemporánea, lo que sí podía hacer, en cambio, en una sociedad agraria, donde una persona podía aprender en el grupo familiar lo más fundamental para desenvolverse en el mundo económico y tenía en su propia familia una garantía para la asistencia en la vejez.

Ha tenido lugar, por tanto, un trasvase de funciones de la familia al Estado del bienestar. Ahora bien, la diferencia que aquí aparece es que mientras la estructura familiar creaba incentivos a comportamientos cooperativos, tales incentivos no existen en el Estado del bienestar. Por citar sólo un problema conocido en teoría económica, que permite discutir en términos técnicos esta cuestión, piénsese en el debate sobre la generalización del teorema del niño perverso de Becker a estructuras sociales más amplias (Becker, 1991: 288-296). Lo que se discute, en el fondo, es si el comportamiento ético de una persona o de un determinado grupo de personas fuerza, o es al menos un elemento importante para que se desarrolle un comportamiento cooperativo generalizado en la sociedad. En otras palabras, si puede suceder en una sociedad moderna algo similar a lo que el teorema de Becker prevé que ocurrirá en la familia. El tema es controvertido. Pero parece difícil pensar que una sociedad pequeña y cerrada y una sociedad amplia e impersonal vayan a crear los mismos incentivos para la cooperación social. En una sociedad pequeña y cerrada —la familia o una tribu primitiva, por ejemplo— predominan las relaciones de jerarquía y, en ellas, la distribución de la renta viene determinada más por la propia estructura social que por la actividad del individuo. Pero esto no es así en una sociedad amplia, abierta e impersonal. El problema radica, entonces, en que el Estado del bienestar intenta asumir las funciones de la familia tradicional, o el grupo de familias que se asocian en tribus o clanes, en el marco de una estructura social muy diferente, en la que las forma de cooperación no se basan en este tipo de relaciones personales y estrechas que se desarrollan en el marco de una institución pequeña, sino que se enmarcan en una serie continua de relaciones anónimas, marco en el cual los comportamientos cooperativos tienen una naturaleza muy diferente.

Es decir, no se trata de que el mercado no permita los comportamientos cooperativos. De hecho, la tradición más importante en la historia del pensamiento económico afirma que estos comportamientos existen siempre que se dé el marco institucional adecuado para ellos. Lo importante es que nos encontramos ante dos formas diferentes de cooperación social. Si la primera está basada en la relación personal, la segunda se fundamenta en comportamientos anónimos, en los cuales lo que importa no es ya la relación personal, sino conseguir una buena reputación frente a terceros; y mientras en la primera lo que hay es una clara relación jerárquica, en el sentido de que hay una estructura que domina el grupo y que fija las normas, en la segunda lo que tenemos es un Estado que se limita a fijar el marco del juego y establece unas leyes a las cuales la gente debe adaptarse. Una situación muy distinta, por tanto, de la anterior, en la que la función redistribuidora del Estado encaja de una manera bastante más difícil que la que ha venido presuponiendo la que hemos denominado teoría convencional de la Hacienda Pública. La interpretación que, desde este enfoque, puede hacerse de la crisis del Estado del bienestar se basa, en resumen, en que éste intenta conseguir una estructura de distribución de la renta, que considera además éticamente superior a la del mercado, con unos instrumentos inadecuados para la sociedad abierta en la que hoy vivimos.

Menos conocido —pero no por ello menos importante— es el papel que los tribunales y la Administración de justicia desempeñan en el proceso de distribución de la renta. El rasgo principal del mecanismo judicial de adjudicación de recursos y distribución de la renta es que las decisiones las adopta un personal especializado en administrar justicia, cuyo requisito principal es la independencia frente a las partes, mediante un procedimiento altamente formalizado que tiene como objetivo garantizar la objetividad e imparcialidad de tales decisiones. Mientras las partes que negocian un contrato buscan su beneficio particular y los políticos que aprueban una determinada ley, o deciden en qué gastar los recursos

del sector público, lo hacen en función de los intereses de sus potenciales votantes, en el marco de una estrategia que les permita conservar el poder, los jueces deben seguir criterios de respeto a la ley y de equidad, sin mostrar en ningún caso las preferencias partidistas que se dan por supuestas en el caso del poder legislativo.

En todo caso, conviene recordar que independencia de los jueces no significa ni que el juez pueda adoptar sus decisiones sin restricciones ni que el sistema judicial de asignación de recursos y distribución de la renta sea independiente de los otros dos sistemas antes mencionados. Por una parte, el juez tiene que someterse a lo que las partes han acordado en la formalización de su contrato, que es el texto cuyo contenido el juez debe interpretar; y, por otra, el juez debe dictar sentencia de acuerdo con la ley y con los precedentes establecidos por tribunales superiores. En este sentido, es interesante señalar que los jueces tienen una capacidad mucho más limitada que los políticos o los miembros del poder legislativo para plantear la resolución de un problema social que puedan considerar relevante. Desde el poder ejecutivo y el legislativo se puede, en efecto, iniciar un proceso de reforma, en el que el juez no puede intervenir a no ser que alguna persona con legitimación para ello traiga el problema a su atención mediante la presentación de un caso concreto. Esto no es obstáculo, sin embargo, para que los jueces hayan intervenido a lo largo de la historia en procesos importantes de reforma social y puedan mostrar —y de hecho muestren— determinados sesgos en la interpretación de las leyes, que reflejen sus preferencias o su forma de entender el funcionamiento del sistema económico y, especialmente, sus resultados en lo que a la distribución de la renta respecta.

Se ha apuntado con frecuencia que el principal problema de la utilización por parte de los tribunales de criterios de justicia distributiva se debe a su falta de conocimientos en relación con el funcionamiento de las instituciones económicas de nuestros días. Esto es cierto, sin duda, y no resulta difícil encontrar en la fundamentación de muchas decisiones judiciales indicios de que lo que David Henderson ha denominado, con ironía, «*do it yourself economics*» (Henderson, 1986: 8-10). Pero en este tipo de decisiones suele haber algo más. Las preferencias de los jueces pueden constituir un argumento importante de sus funciones de utilidad. La cuestión a resolver es en qué grado estas preferencias influyen en su comportamiento. El problema, por otra parte, no es muy diferente del que se plantea en el campo de la política económica para determinar si son los intereses o la ideología lo que condiciona la regulación de la economía que lleva a cabo el poder ejecutivo. Pero, en nuestro caso, las restricciones en las que los jueces se mueven parecen atribuir a las preferencias un papel más relevante. La razón es que la mayor independencia de los jueces hace que éstos no se vean tan influidos por los grupos de interés de los que depende, con mucha frecuencia, el futuro de los políticos. Es cierto que un juez difícilmente podrá interpretar la ley desde su particular punto de visto ideológico si éste no coincide con el dominante en la magistratura o, al menos, con el vigente en los tribunales superiores, ya que esto supondría que sus sentencias serían casadas por aquéllos, con los costes personales y profesionales que esto supondría. Pero un grupo bastante homogéneo, como el que han constituido tradicionalmente los jueces, sí puede tener un sistema de valores que condicione en buena medida su forma de interpretar las leyes en el sentido de orientarles a primar determinados modelos de distribución de la renta.

Los ejemplos en este sentido son muy numerosos. Con frecuencia, los jueces han considerado que era su obligación favorecer a grupos tan diversos como los consumidores, los arrendatarios o los trabajadores, interpretando —a veces de manera muy forzada— la ley en su beneficio. Pero esta actitud produce también un efecto perverso, en cuanto una toma de posición decidida a favor de la equidad vertical puede afectar negativamente a la horizontal, ya que perjudica a aquellos grupos que —considerados «parte fuerte» en la relación contractual— pretenden que se les aplique la ley en las mismas condiciones que a los demás ciudadanos.

III. HACIA LA REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD: ¿DEL MERCADO AL ESTADO O DEL ESTADO AL MERCADO?

La forma habitual de buscar soluciones al problema de una distribución de la renta que se considera poco igualitaria parte de un análisis de las insuficiencias del mercado —si no de su propia responsabilidad en la situación no deseable— y de determinar en qué grado la política pública puede solucionar, aunque sea parcialmente, el problema. Es tan general el consenso ante el protagonismo necesario del sector público que puede resultar interesante invertir el pro-

ceso de razonamiento. Se trataría, por tanto, de poner en cuestión lo que hoy es la solución estándar generalmente aceptada, la política redistribuidora del sector público, y de plantear la idea de que al libre juego de las fuerzas del mercado le queda algo por decir en lo que a la igualdad y la estructura de la distribución de la renta hace referencia. El debate no es, además, exclusivo de ninguno de los aspectos concretos de desigualdad mencionados al comienzo de este trabajo, sino que, de una u otra forma, se plantea en todos ellos.

1. La desigualdad entre clases sociales

La mayor parte de los estudios sobre políticas de redistribución de la renta parte de la idea de que el mercado es un mecanismo eficiente de asignación de recursos, que plantea, sin embargo, el problema de producir situaciones de marcada desigualdad en la distribución. El mercado —se apunta— favorece al fuerte, al empresario, y perjudica a la parte débil, al trabajador. Y a partir de aquí se justifica la intervención del Estado en un doble sentido. Por una parte, como redistribuidor directo de la renta a través de sus programas de ingresos y gastos públicos. Por otra —y a este aspecto se le ha venido prestando una atención mucho menor—, como regulador que viola el principio de la libertad de contrato para favorecer a aquella parte que se considera más débil. Sorprende hoy a mucha gente la forma en el que los codificadores del siglo XIX abordaron el tema de las relaciones laborales. Para ellos, estas relaciones deberían basarse en los mismos principios que los demás contratos, y no tendría sentido defender la no aplicación a ellas del principio de libertad de pactos que inspira —o, al menos, inspiró inicialmente— nuestro derecho de contratos. Concretamente, el Código Civil español dedica solamente cinco artículos al contrato de trabajo, la mayor parte de cuyas disposiciones se centran en lo que hoy denominaríamos servicio doméstico, ya que el legislador consideró que los principios generales del derecho de contratos eran suficientes para todo lo demás. La enorme reglamentación laboral que hoy existe, que rompe por completo con la tradición jurídica liberal, no puede entenderse sino como un intento de corregir esas desigualdades cuya responsabilidad se atribuye al mercado.

Resulta interesante apuntar, sin embargo, que en los primeros teóricos de la economía de mercado éste no se presenta como un mecanismo que ofrece todas las ventajas al empresario. Todo lo contrario. Para la mayor parte de los primeros economistas liberales, quienes obtienen los principales beneficios del mercado no son los empresarios, sino los consumidores. Estos economistas eran perfectamente conscientes de que la situación ideal para un empresario no es nunca el mercado libre. Lo que realmente resulta cómodo —y rentable, a la vez— es el monopolio y la protección. Si tomamos la obra de Adam Smith como representativa de esta línea de pensamiento, no es difícil encontrar en ella argumentos y ejemplos sacados de la vida real que apoyan la idea de que es la regulación, y no la libertad económica, la que impide que se alcancen mayores cotas tanto de prosperidad como de igualdad. Por mencionar sólo un caso bien conocido, los empresarios aparecen en la obra de Smith conspirando continuamente contra los intereses del público y rara vez se reúnen, aunque sea por motivos festivos, sin que la elevación de sus precios acabe siendo el objeto de su conversación; y las asociaciones gremiales tienen como uno de sus principales efectos el refuerzo de estas actitudes contrarias, simultáneamente, al mercado y a los intereses de los consumidores (Smith, 1776-1976: 145-146).

En contra de lo que suele creerse, el mundo que precedió a la revolución industrial se parece más al siglo XX que a la época victoriana. Era, en efecto, un mundo fuertemente regulado por el Estado, en el que abundaban los monopolios y los privilegios, y en el que los agentes económicos eran perfectamente conscientes de que la forma más efectiva de triunfar en el mundo de los negocios era la búsqueda de rentas, aunque faltara aún mucho tiempo para que este término se utilizara por vez primera. La sensación que los grupos más dinámicos de la sociedad tenían entonces era que todo esto no sólo suponía un coste importante en términos de eficiencia, sino que, además, impedía la igualdad de oportunidades y frenaba, por tanto, la integración social.

No puede olvidarse tampoco que la reacción contra el mercado no ha tenido su único origen en socialistas e igualitaristas. Enemigos del mercado —y de la economía política misma— han sido también, desde el principio, los grupos más conservadores de la sociedad. Y la razón no es otra que el hecho de que estos grupos vieron siempre en el mecanismo del mercado un poderoso enemigo de sus privilegios tradicionales. Las aristocracias y las jerarquías eclesiásticas se opusieron así a un sistema que amenazaba con hacerles perder un control secular sobre poblaciones enteras. No es extraño, por tanto, que uno de los cantos

más entusiastas al mercado como fuerza destructora de los privilegios y la tradición conservadora se encuentre en las páginas del *Manifiesto Comunista*. «La burguesía —escribía Marx— ha desempeñado en la historia un papel eminentemente revolucionario. Allí donde ha conseguido dominar ha destruido todas las condiciones feudales, patriarcales, idílicas... Ha despojado de su aureola de santidad todas las actividades antes venerables, que eran tratadas con respeto piadoso». (Marx,1848-1965: 162).

Pero, con el tiempo, esta idea del mercado como fuente de nivelación frente a situaciones de injusticia asentadas en el propio poder político desaparecería; y el sector público pasaría a desempeñar el papel de redistribuidor de rentas que hoy conocemos. Sería preciso esperar a la teoría de los fallos del Estado, a partir de los modelos antes mencionados, para que la opinión pública volviera, al menos, a plantearse la idea de que tiene poco sentido hacer equivalente una política de mayor gasto público y la reducción de la desigualdad en la distribución de la renta.

2. La desigualdad por la raza y el sexo

En el problema que hemos denominado la batalla de la raza y el sexo, las medidas de política económica son demasiado recientes como para poder formarse una opinión clara sobre sus efectos. Una revisión detallada de las investigaciones realizadas sobre las políticas antidiscriminación y de acción positiva, en los pocos lugares en los que tales investigaciones se han llevado a cabo, muestra una sorprendente variedad de resultados. Sabemos que hay claros indicios de que la desigualdad por motivos de sexo y de raza está disminuyendo, y que estos cambios positivos son coincidentes en el tiempo con la aplicación de estas nuevas normas. Pero resulta prácticamente imposible establecer una relación causa-efecto entre ambos fenómenos; entre otras cosas, porque también allí donde tales normas no existen —o son poco relevantes en la práctica— se han dado procesos de mayor igualación en empleos y rentas, y éstos no muestran diferencias sustanciales en relación con los experimentados por los países que han atribuido gran importancia a los programas de apoyo a las mujeres y a las minorías, y a leyes de acción positiva.

Pero los economistas tenemos modelos que permiten defender la idea de que el mercado mismo puede ser un instrumento para el ascenso social de los grupos marginados. El argumento de que la no aplicación de los criterios de mercado perjudica, sobre todo, a los sectores sociales más desfavorecidos ha sido defendido por algunos economistas desde hace tiempo desde el punto de vista teórico. No era difícil, desde luego, dar el paso desde un resultado bien conocido de la teoría del comercio internacional, de acuerdo con el cual cuanto más pequeña es la dimensión de un país mayores costes tendrán para sus ciudadanos las políticas autárquicas o proteccionistas. Pero, posteriormente, se encontró también alguna evidencia empírica interesante a favor de esta idea. El profesor Hutt mostró, por ejemplo, que el principal obstáculo para la elevación de los salarios de los trabajadores negros en la Sudáfrica del *apartheid* no radicaba en los empresarios, sino en los sindicatos de trabajadores blancos que presionaban a los empresarios para que no contrataran negros, con el objeto de elevar sus remuneraciones por encima del nivel que habrían alcanzado en el caso de un mercado abierto en el que todos los empleados hubieran tenido la posibilidad de competir en las mismas condiciones. (Hutt, 1964)

Pero sería, sin duda, el estudio de Gary Becker sobre la economía de la discriminación racial el que suministraría los fundamentos teóricos para la defensa del mercado como mecanismo de igualación de oportunidades (Becker, 1971). De acuerdo con la teoría económica de la discriminación, la conducta discriminadora resulta «cara» para quien la realiza. Escoger a un trabajador por su sexo o raza es, en efecto, ineficiente, ya que estos criterios no son los determinantes de la productividad de la persona contratada. La competencia castigará, por tanto, al empresario discriminador. Y, en el medio y largo plazo, estos empresarios irán siendo expulsados paulatinamente del mercado. De este modelo puede obtenerse, por tanto, la conclusión de que las leyes antidiscriminación —y, sobre todo, las leyes de acción positiva— son innecesarias, ya que el mercado acabará solucionando el problema por sí mismo.

La observación de la realidad muestra que la discriminación por motivos de raza y de sexo no ha desaparecido, pero indica también que se ha reducido sustancialmente. Dado que no disponemos, en absoluto, de evidencia empírica sobre los efectos reales de las normas antidiscriminación y de acción positiva (no se discute aquí el efecto de la desaparición de las normas que imponían la discriminación por ley, como fue el caso de Sudáfrica hasta hace relativamente poco tiempo, ya que el mantenimiento

de tales leyes era claramente ineficiente, en cuanto no permitía siquiera la existencia de un mercado de trabajo unificado), cabe interpretar este resultado de dos maneras muy diferentes. Según la primera, teniendo en cuenta las dudas que plantea la eficiencia de las normas anti-discriminación, habría que concluir que ha tenido que ser el mercado el que haya reducido de facto los efectos de la discriminación. Y esta tesis se ve reforzada por el hecho antes mencionado de que no parecen encontrarse diferencias sustanciales entre los niveles de discriminación de países de similar nivel cultural que han hecho amplio uso de estas normas y otros que han tenido mucha menor beligerancia en este campo. La interpretación alternativa explicaría, en cambio, la persistencia de la discriminación como una prueba clara de la incapacidad del mercado para eliminarla; lo que tendría como corolario la conveniencia de reforzar las políticas antidiscriminación y de acción positiva.

La introducción de los costes de transacción complica, sin embargo, el modelo, y muestra que el empresario puede no ser discriminador sólo por «gusto», en el sentido beckeriano del término, sino que la utilización de criterios discriminadores en la selección de personal puede ser perfectamente racional, incluso en casos en los que los empresarios son claramente contrarios a la discriminación (si los empresarios son mujeres u hombres de color, por ejemplo). La utilización de características generales del grupo discriminado —a veces determinadas mucho tiempo antes de que tenga lugar el proceso de selección— puede ser eficiente mientras las pérdidas obtenidas por no haber escogido la persona que objetivamente tuviera las mejores características sean inferiores a la reducción de los costes de transacción conseguida con esta estrategia.

Este resultado puede ser un argumento en favor del papel activo del Estado para reducir la discriminación. Pero esta intervención debería tener una orientación diferente a la habitual de las normas antidiscriminación y de acción positiva hoy existentes, para buscar una reducción de esos costes de información que serían los que realmente estarían perjudicando la posición relativa de determinados grupos sociales (Buchanan, 1989).

3. La desigualdad entre naciones

El último de los aspectos que estamos analizando, las diferencias entre naciones, es, seguramente, el tema en el que desde hace más tiempo se viene discutiendo la conveniencia o no de las soluciones de mercado como fórmula para reducir la desigualdad. Y esto es así a pesar de que, en el campo de la economía internacional, disponemos desde hace dos siglos de uno de los teoremas más sólidos de toda la ciencia económica. Conviene insistir en que, pese a algunas interpretaciones en contra, uno de los principales mensajes que a la política económica le transmite la teoría de los costes comparativos es que el libre comercio no sólo eleva el nivel de bienestar global, sino también el de cada uno de los países que en él participan. Y algunas extensiones posteriores del modelo, principalmente el teorema de igualación de precios de los factores de producción, apuntan la idea de que el libre comercio incrementará los ingresos del factor de producción relativamente abundante en cada país; lo que, para las naciones más atrasadas, con una *ratio* de *stock* de capital por trabajador empleado relativamente baja, significa la elevación de ingresos —y por tanto del nivel de vida— de los grupos de renta más baja.

No parece que los argumentos técnicos utilizados en contra de estas ideas de nivelación de rentas por el comercio tengan mucha relevancia práctica. Es verdad que, con el análisis económico, podemos llegar a resultados bien conocidos, como el del arancel óptimo (Bhagwati, 1971) —es decir, un arancel que modifique la relación real de intercambio a favor del país que la aplica—, o el empobrecimiento por el crecimiento (Bhagwati, 1958), de acuerdo con el cual el crecimiento de un país podría tener como efecto un deterioro de su relación real de intercambio tal que su nivel de bienestar se reduciría. Está todavía por demostrar, sin embargo, que estos modelos signifiquen algo importante en el mundo real. Por ello, las principales críticas al libre comercio como factor igualador de la prosperidad de las naciones no suelen basarse en estas ideas, sino, más bien, en argumentos de carácter político. Una de las ideas que hay detrás de casi todas las teorías que defienden un desarrollo económico al margen del comercio internacional —o, al menos, sometiendo a éste a fuertes limitaciones— es el principio de que la nación constituye el auténtico sujeto de la actividad económica, y que, a diferencia de la vieja idea de los clásicos de que lo que es razonable para un particular difícilmente puede no serlo para un Estado, los criterios que deben regir la vida económica de una nación son diferentes; y que, en estas diferencias, el comercio internacional desempeña un papel singular (List, 1841-1955). Es interesante señalar que, aunque

las conclusiones de este enfoque lleven también al resultado de que el comercio internacional puede empobrecer a la nación que se abre a él, sus argumentos chocan con los de la teoría antes esbozada. Los proteccionistas, desde los primeros historicistas alemanes hasta nuestros días, han criticado el libre comercio internacional con el argumento de que no pueden competir en condiciones de igualdad países muy diferentes por su tamaño y nivel de desarrollo económico. Serían, en su opinión, los países más grandes los que defenderían el comercio libre para aprovecharse de los más pobres y pequeños. Pero lo que la teoría nos enseña es justamente lo contrario. Es el país precio-aceptante el que mayores ventajas obtiene del comercio, y deberían ser los países más grandes los que aplicaran una política proteccionista, ya que serían ellos los únicos capaces de modificar en su favor la relación real de intercambio.

Junto a la exaltación del principio de la nacionalidad, la mayor oposición a la idea de que el comercio genera igualdad la encontramos en las teorías que afirman que lo que caracteriza a las relaciones entre los países avanzados y las naciones en vías de desarrollo no es el beneficio mutuo, sino la explotación de los últimos por parte de los primeros. Y, dentro de la amplia serie de teorías que se han formulado en esta línea, el modelo del deterioro de la relación real de intercambio ha sido, sin duda, el que más difusión ha alcanzado. La tesis Prebisch-Singer (Prebisch, 1950; Singer, 1950) defiende la existencia de una tendencia estructural hacia el deterioro de la relación real de intercambio de los países en vías de desarrollo, debida fundamentalmente a la caída de los precios relativos de las materias primas y al aumento de los precios relativos de los productos industriales. El efecto principal de esta tendencia sería un empobrecimiento aún mayor de los países atrasados que se abrieran al comercio exterior; y la recomendación inevitable de política económica sería la definición de modelos de desarrollo basados en la sustitución de importaciones y la creación consiguiente de industrias dirigidas al mercado interior.

El modelo es, sin embargo, muy defectuoso desde el punto de vista técnico, y los datos disponibles no parecen confirmar sus predicciones. En primer lugar, el valor de las comparaciones de precios de productos primarios e industriales para períodos largos de tiempo resulta, en la mayor parte de los casos, imposible, ya que, mientras la naturaleza de aquéllos no ha cambiado sustancialmente, la evolución tecnológica hace imposible considerar equivalentes productos industriales elaborados en diferentes momentos históricos. Y, además, lo que indican los datos es que la relación real de intercambio entre estos dos tipos de productos no ha mostrado una tendencia uniforme. Es posible identificar períodos en los que, con la salvedad antes indicada, esto se ha producido, pero también se encuentran otros períodos en los que ha sucedido lo contrario (Haberler, 1979).

La posición relativa de los países en lo que a sus niveles de prosperidad se refiere ha variado mucho a lo largo de la historia. Y los ejemplos de mejoras y empeoramientos significativos son muy numerosos. Algunos países históricamente muy pobres (por ejemplo, Corea y otros países asiáticos) han alcanzado hoy niveles de desarrollo elevados. Naciones que fueron muy ricas, como Argentina, ya no lo son. Y poca gente habría esperado hace no mucho años que Irlanda superaría a Gran Bretaña en renta per cápita, como ha sucedido recientemente. En determinados momentos históricos, ha habido modelos de desarrollo con un marcado tinte proteccionista que han obtenido éxitos indudables; pero aún está por determinar si los lograron gracias o a pesar de la protección. Y los casos más llamativos de crecimiento económico de los últimos años parecen indicar las ventajas sustanciales que cualquier país atrasado obtiene de su apertura al exterior.

IV. UNA BREVE CONCLUSIÓN

Desde la opinión pública, y aún más desde el ámbito de otras ciencias sociales, se tiende con frecuencia a construir un hombre de paja al hablar de los economistas. De acuerdo con el estereotipo más común, el economista está cegado por su obsesión por la eficiencia, y para nada considera otros valores humanos, entre los que la justicia y la igualdad deberían desempeñar un papel fundamental. Las cosas, sin embargo, ni son así ni lo han sido casi nunca. El problema no es que los economistas no se preocupen de los resultados que en la distribución de la renta producen mecanismos alternativos de asignación de recursos, sino que sus modelos llevan a recomendar políticas muy diversas a la hora de intentar mejorar el nivel de vida de la población, objetivo en el que la gran mayoría coinciden. Como se apuntado en las páginas anteriores, es un error identificar la preocupación por los más desfavorecidos con la defensa de

programas de mayor intervención pública. Si algo nos muestra la historia del pensamiento económico es que la defensa de los mecanismos de mercado y la oposición a un papel más relevante del sector público por parte de muchos economistas se ha debido precisamente a su interés por buscar fórmulas que ayuden a sacar a la gente de la pobreza. Y este resultado tiene una consecuencia importante. Si dejamos de lado la discusión de qué escuela o grupo de economistas es más «ético», el debate hay que llevarlo necesariamente al análisis de los efectos de políticas alternativas. En otras palabras, no se ayuda más a quienes lo necesitan haciendo declaraciones de principios. Los resultados son, al final, lo que importa. Y ésta es una muy vieja tradición del razonamiento económico que nunca debería olvidarse.

BIBLIOGRAFÍA

BHAGWATI, J. (1958), «Immiserizing growth: a geometrical note», *Review of Economic Studies*, 25, junio, págs. 201-205.

— (1971), «A generalized theory of distortions and tariffs», en *Trade, Balance of Payments and Growth. Papers in International Economics in Honor of Charles P. Kindleberger*, Amsterdam, North Holland, págs. 69-90.

BECKER, G. S. (1971), *The Economics of Discrimination*, Chicago, University of Chicago Press.

— (1991), *A Treatise on the Family*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.

BUCHANAN, J. (1989), «Equal treatment and reverse discrimination», en *Economics Between Predictive Science and Moral Philosophy,* R. TOLLISON y J. VANBERG (eds.).

BUCHANAN, J. M., y Musgrave, R. (1999). *Public Finance and Public Choice. Two Contrasting Views of the State*, Cambridge, Mass., MIT Press.

DESANTI, D. (1970), *Les socialistes de l'utopie*, Paris, Payot.

HABERLER, G. (1979), «Modernos ataques a un sistema económico internacional liberal. Una perspectiva histórica», *Moneda y Crédito,* 148, marzo, páginas 3-29.

HAYEK, F. A. (1998), *Los fundamentos de la libertad*, Madrid, Unión Editorial.

HELVETIUS, CH. A. (1776), *De l'esprit*, Paris, Durand.

HENDERSON, P. D. (1986), *Innocence and Design. The Influence of Economic Ideas on Policy*, Oxford, Basil Blackwell.

HUTT, W. H. (1964), *The Economics of the Colour Bar*, Londres, IEA.

JASAY, ANTHONY DE (1993), *El Estado. La lógica del poder político*, Madrid, Alianza Editorial.

LIST, F. (1841-1955), *Sistema nacional de economía política*, Madrid, Aguilar.

MARX, K. (1848-1965), *Le manifeste communiste*, en *Oeuvres. Economie* I, Paris, Gallimard, págs. 159-198.

MILL, J. S. (1848-1909), *Principles of Political Economy*, Londres, Longmans.

MUSGRAVE, R. (1959), *The Theory of Public Finance*, Nueva York, McGraw Hill.

PIGOU, A. C. (1938), *The Economics of Welfare*, Londres, Macmillan.

POSNER, R. (1986), *Economic Analysis of Law*, Boston y Toronto, Little Brown and Co.

PREBISCH, R (1950), *The Economic Devlopment of Latin America and its Principal Problems*. Nueva York, United Nations.

SINGER H. W. (1950), «The distribution of gains between investing and borrowing countries», *American Economic Review*, Papers and Proceedings, mayo, págs. 473-485.

SMITH, A. (1776-1976), *An Inquiry into The Nature and Causes of The Wealth of Nations*, Oxford, Oxford University Press.

STIGLER, G., y FRIEDLAND, C. (1962), «What can regulators regulate? The case of electricity», *Journal of Law and Economics,* 5, octubre, págs. 1-16.

Resumen

Este trabajo presenta una visión general de la forma en la que los economistas han abordado el problema de la desigualdad. El estudio se centra en tres aspectos del problema: la desigualdad entre naciones, la desigualdad entre clases sociales y la desigualdad por motivos de raza y sexo. Y concluye con la idea de que la regulación estatal y el gasto público no son las únicas forma de solucionar el problema. Muchos economistas piensan, por el contrario, que el mercado puede producir mejores resultados también en el tema de la igualdad.

Palabras clave: desigualdad, comercio internacional, clases sociales, raza, sexo.

Abstract

This paper presents a quick survey of how economists have dealt with the problems of inequality. The paper emphasizes three specific subjects: inequality between nations, inequality between social classes and inequality between the sexes and races. The main conclussion is that government regulation and public expenditure is not the only way to reduce inequality and many economists have thought that the market is the best way to deal with this problem.

Key words: inequality, international trade, social classes, race, gender.

JEL classification: D3, I3.

LA MEDICIÓN DE LA DESIGUALDAD ECONÓMICA

Rafael SALAS (*)

I. INTRODUCCIÓN

EL objetivo de este ensayo es proporcionar una visión panorámica del estudio moderno de la desigualdad económica que sea de utilidad práctica para el investigador. El enfoque moderno de la medición de la desigualdad económica, a partir de los trabajos pioneros de Kolm (1969, 1976a y b), Atkinson (1970) y Sen (1973), deja de ser un mero ejercicio estadístico de aplicación de un índice arbitrario de dispersión (como la varianza, el índice de Gini, etc.) sobre la distribución de rentas, y pasa a entenderse como una actividad más rigurosa que generalmente se enmarca en la economía del bienestar. De esta forma, la medición de la desigualdad alcanza cotas de aplicación más interesantes y, a su vez, se convierte en un campo de la teoría económica con entidad propia.

En este artículo se pasará revista a las herramientas necesarias para abordar con rigor la medición de este fenómeno complejo, que, como veremos, está lleno de numerosos matices. En muchas ocasiones, cuando la evolución de la desigualdad es clara y evidente, el uso de un índice u otro es una cuestión superflua. Sin embargo, en otros casos menos evidentes, el establecimiento de axiomas o postulados básicos, que sean razonables y comúnmente aceptados, es una cuestión clave para abordar con rigor el problema. A este respecto, sólo serán válidos aquellos índices que sean consistentes con los cambios predecibles ante condiciones cambiantes controladas, normalmente estipulados por los axiomas.

Este enfoque no está exento de dificultades conceptuales, que iremos relatando. Muchas veces estas dificultades conceptuales trascienden a elementos puramente económicos y entran dentro de otras disciplinas como la filosofía, la ética o la sociología. Alcanzar un acuerdo entre los economistas sobre el concepto de desigualdad es una tarea en principio complicada, dado los distintos puntos de vista subjetivos de cada uno. Amiel y Cowell (1992 y 1999) y Ballano y Ruiz-Castillo (1992) estudian mediante cuestionarios lo que la gente entiende por desigualdad. No obstante, iremos buscando un conjunto de mínimos que sean comúnmente aceptados. Una primera característica fundamental del enfoque moderno es que va más allá de la utilización de una simple medida o de un índice arbitrario que nos indique el grado de desigualdad; puesto que apunta a la realización de tests de dominancia entre dos situaciones que queramos comparar, en el sentido de que podamos asegurar que aumente o disminuya la desigualdad económica del paso de una a la otra, de acuerdo con toda una clase de medidas o índices que cumplan una serie de propiedades (y no sólo a unas medidas o índices arbitrarios). Es en este campo de la medición básica donde principalmente centraremos el estudio en este ensayo, en los apartados que van del II al IV.

No obstante, existe otro cúmulo de problemas asociados a la medición de la desigualdad en la práctica, que atañe al concepto de desigualdad entre hogares. Éstos, lejos de ser homogéneos, son hogares heterogéneos (la renta de un hogar compuesto por un individuo soltero no es directamente comparable con la misma renta en otro hogar compuesto por dos individuos casados con tres hijos, por ejemplo). Probablemente, algún tipo de equivalencia debe ser utilizado para hacer comparables ambas magnitudes. De una forma colateral, abordaremos esta cuestión en el apartado V.

¿Por qué es importante el estudio de la desigualdad económica? Tradicionalmente, los análisis y modelos económicos excluyen consideraciones distributivas. Siendo benévolos, probablemente la complejidad de su análisis sea la causa de dicha exclusión. Otra justificación cabría dentro de la concepción clásica de la separación entre cuestiones de eficiencia económica y distribución: los modelos tradicionales se centrarían en dar respuestas al primer elemento y relegarían a un segundo plano el otro elemento. Hoy en día, esta dicotomía clásica entre eficiencia y distribución está superada, y existen numerosos ejemplos que invitan a pensar en su interacción. Piense el lector escéptico en reformas impositivas que aumenten, por ejemplo, el tipo marginal máximo del impuesto sobre la renta.

La aparición en las economías actuales de un sector público muy desarrollado, con unos objetivos entre los que se encuentra el distributivo, estimula el desarrollo de la medición de la desigualdad en su doble faceta ya mencionada: redistribución vertical y desigualdad horizontal.

Con el desarrollo de la economía regional, es cada vez más importante observar desigualdades interregionales, y no sólo la desigualdad global. A este respecto, ciertas propiedades de descomposición por grupos de población de los índices de desigualdad son apropiadas para medir la desigualdad entre regiones.

Por otra parte, los ciudadanos admiten cada vez con más recelo que lo único importante sea la tasa agregada de crecimiento real de la economía, como postulan los modelos macroeconómicos y las previsiones de los gobiernos, y exigen a menudo a los responsables de la política económica consideraciones de carácter distributivo. Esta visión parcial agregada tiene incluso cabida en el análisis amplio de bienestar que proponemos; es el caso extremo neoclásico en el que la distribución no importa. La introducción de consideraciones distributivas operativas de distinta índole no hacen más que enriquecer el análisis.

La operatividad es importante, pues es la clave de su utilización práctica. Encontrar el equilibrio adecuado entre la resolución de estas cuestiones complejas con herramientas operativas es el gran reto de la economía moderna de la desigualdad. El avance en este sentido quizá sea la clave para, en un futuro, poder abordar y resolver las interacciones entre crecimiento y desigualdad en las economías modernas en modelos dinámicos. Éste es un gran déficit que tiene en su haber la teoría económica.

Hay numerosas cuestiones que no se desarrollan en este artículo y que constituyen temas de interés que están relacionados con la medición de la desigualdad. Por problemas de espacio, no serán objeto de estudio directo, pero sí conviene citarlas y proporcionar algunas referencias básicas que pueden ser útiles para investigadores interesados. Una ventaja es que son cuestiones en cierta medida independientes de las referentes a la medición básica, y pueden ser incorporadas en etapas diferentes. En primer lugar, podemos destacar cuestiones como la elección de la variable renta y la definición de la unidad perceptora de rentas. Esta última será tratada indirectamente, en cuanto está relacionada con la elección de la renta equivalente mencionada anteriormente.

Por otra parte, los estudios tradicionales de desigualdad se centran en la comparación de las rentas corrientes de los hogares (desigualdad estática). La teoría económica nos habla de que un concepto más adecuado sería comparar las rentas permanentes y aislarnos del problema de la etapa del ciclo vital en que se encuentran los hogares (desigualdad dinámica).

Una tercera cuestión, aún más compleja, es la medición de la desigualdad de oportunidades (la desigualdad que proviene de la no igualdad de oportunidades: la generada, por ejemplo, por cuestiones como la herencia o las aptitudes, externas al esfuerzo realizado por el individuo en la obtención de rentas).

Otro conjunto de problemas en la medición de la desigualdad es la separación de otros conceptos muy relacionados, pero no idénticos, como son la pobreza, la polarización, la movilidad, la desigualdad horizontal y la redistribución vertical debida a las actuaciones del sector público. Al final de este ensayo, en el apartado VI, se proporcionará, de una forma sucinta, una guía de estos conceptos y la bibliografía básica para su estudio.

A pesar de todas estas dificultades y obstáculos, aunque sea parcialmente, hoy en día podemos abordar y dar respuestas a muchas de las cuestiones anteriores. Hace tan sólo unos años estos problemas no estaban ni siquiera planteados. Suponemos que, con el avance de la ciencia, éste seguirá siendo el proceso en el futuro.

II. MEDICIÓN BÁSICA

Analicemos el caso más sencillo: la medición de la desigualdad económica entre hogares homogéneos. En principio, existen muchas formas estadísticas de medir la dispersión de una distribución, opciones que a primera vista pueden ser válidas para medir la desigualdad. En cualquier libro de texto de estadística descriptiva, se proponen un conjunto de medidas sintéticas que pueden ser útiles a este respecto, tales como la varianza, la desviación típica o el coeficiente de variación. Como veremos, algunas de ellas son más apropiadas que otras para medir la desigualdad. Por ejemplo, el coeficiente de variación es mucho más adecuado en ciertos contextos que la varianza o la desviación típica, como se verá a lo largo de este apartado y de los siguientes III y IV.

Probablemente, en esos libros de texto, quizá se nos sugiera igualmente que lo óptimo es no perder información individual y que se debería, en la medida de lo posible, utilizar toda la información disponible. Ello se resume en que deberíamos tener en cuenta toda la información de partida que

viene dada por los vectores de renta iniciales. Suponemos que el vector de rentas iniciales de H hogares es:

$$Y = (Y_1, \ldots, Y_H)$$

Toda esa información también se dispone en funciones transformadas, como lo son las funciones de densidad o las funciones de distribución de la renta. Veremos que no todas esas formas son de igual valía para analizar la desigualdad. En concreto, la función de distribución acumulada y/o una variante suya, la curva de Lorenz, son mucho más interesantes para medir la desigualdad o el bienestar que, por ejemplo, la función de densidad.

La mayor generalidad o «bondad» de las conclusiones a que llegamos con el análisis de funciones como las descritas en el párrafo anterior se consigue a costa de un inconveniente operativo. Muchas veces, las situaciones que se nos presentan son incomparables, pues las funciones en su conjunto no apuntan inequívocamente siempre en una misma dirección: puede haber tramos que apuntan en un sentido y tramos que van en otro. Esto es lo que se conoce en la literatura como órdenes parciales o incompletos, puesto que hay situaciones no del todo comparables. Esta cuestión no ocurría «afortunadamente» con las medidas sintéticas, tales como la varianza o la desviación típica. No obstante, como se verá en el apartado IV, esto es a costa de imposiciones muy restrictivas que condicionan mucho la medida robusta de la desigualdad.

Entremos en el papel jugado por las restricciones, que es clave en el vínculo que liga a la medición de la desigualdad con la reordenación de distribuciones en términos de bienestar. La medida de desigualdad que adoptemos tiene que estar derivada de criterios éticos. El conjunto de criterios éticos se representa por un conjunto de restricciones o supuestos que reflejan nuestras preferencias sociales sobre las distribuciones. La clave consiste en elegir el conjunto de supuestos o restricciones aceptables para el que podamos establecer comparaciones de desigualdad y de bienestar. Normalmente, ese conjunto «aceptable» de restricciones nos lleva a órdenes parciales o incompletos. Es decir, a situaciones donde la incomparabilidad es posible. Sólo con la introducción de nuevas restricciones, que en numerosos casos son restrictivas y probablemente difíciles de interpretar con criterios éticos claros, dichas situaciones ambiguas podrían ser comparables. El enfoque moderno va por esta línea, la de establecer bajo qué conjunto de condiciones dos distribuciones son comparables entre sí (y en qué sentido), y no tanto por la visión clásica de analizar su comparación con una batería de índices arbitrarios.

¿Cómo se define el bienestar social? El teorema de imposibilidad de Arrow (1963) nos impide agregar preferencias ordinales individuales de un modo inequívoco, de acuerdo con unas propiedades aceptables. Una forma de resolver este inconveniente es definir la función de bienestar social individualista, sobre utilidades de los individuos (1),

$$W = w(U_1(Y_1), \ldots, U_H(Y_H))$$

a las que dotamos con un significado cardinal, de tal suerte que la agregación tiene en cuenta dos elementos: la intensidad de las preferencias individuales $U_i(Y_i)$ y de las preferencias sociales en el proceso de agregación $w(\cdot)$. Detrás de ello descansa que alguien conoce o puede imputar las preferencias de los hogares de tal forma que pueden hacerse comparaciones interpersonales. Véase Sen (1977) para conocer el alcance de los marcos informacionales que hay detrás de especificaciones de este tipo.

Vamos a suponer que la forma anterior se puede resumir en las rentas de los hogares:

$$W = W(Y_1, \ldots, Y_H)$$

Esto impone alguna restricción sobre la forma $w(\cdot)$ de agregación y $U_i(\cdot)$, pero no necesariamente implica que las preferencias sean idénticas, es decir, que $U_i(Y_i) = U(Y_i)$ para todo i, como por ejemplo en Yitzhaki y Slemrod (1991).

Estas funciones de bienestar social representan órdenes de preferencias sociales completos sobre las rentas de los hogares. Sean dos distribuciones de renta X, $Y \in R^H_{++}$, y sea $\succeq_w$ el orden de preferencias social sobre X e Y (de tal forma que $X \succeq_w$,y significa que X es preferido débilmente a Y socialmente); definimos la función de bienestar social $W : R^H_{++} \rightarrow R$, que representa dicho orden, esto es:

$$X \succeq_w Y \Leftrightarrow W(X) \geq W(Y)$$

En realidad, existen dos tipos de restricciones implícitas en esa agregación: las que atañen a las preferencias sociales sobre la eficiencia y las que atañen a las preferencias sociales sobre la desigualdad. Para convertirlas en explícitas definamos lo que son índices de desigualdad consistentes

con las funciones de bienestar sociales (o con los órdenes que generan). Un índice de desigualdad $I(Y)$ *es consistente con* una función de bienestar social $W(Y)$ si, dadas dos distribuciones X e Y cualesquiera, definidas sobre H hogares, con la misma renta media $\mu(X)=\mu(Y)$, se cumple:

$$W(Y) \geq W(X) \equiv I(Y) \leq I(X)$$

No obstante, este enfoque es muy restrictivo, pues depende de las funciones $W(Y)$ de partida. Lo más aceptable es que, a partir del conjunto de funciones de bienestar social posibles, vayamos introduciendo una serie de restricciones razonables y generales sobre ellas, de tal forma que generamos órdenes incompletos asociados al conjunto de funciones que cumplan esas restricciones. Ésta es la base de los tests clásicos de dominancia estocástica o de dominancia en bienestar social, que tienen en cuenta restricciones de los dos tipos: de eficiencia y de desigualdad. Analicemos cuáles son las restricciones que se consideran en los tests clásicos. Estudiaremos sus implicaciones éticas y cuáles son las herramientas o medidas más adecuadas para su medición.

Nótese que, a este respecto, podemos ampliar, de una forma análoga a la anterior, la noción de consistencia aplicada a los índices de desigualdad. De esta forma, obtenemos órdenes incompletos de desigualdad consistentes con el bienestar social que cumplen unas propiedades.

Por motivos de exposición, podemos dividir el análisis en los siguientes tests clásicos de dominancia, que definen órdenes incompletos que van de un menor a un mayor grado de refinamiento. Diremos que un test de dominancia (u orden incompleto) *es más refinado* que otro cuando permite realizar el mismo número de comparaciones entre distribuciones que el primero y alguna más. En este sentido, siguiendo a Muliere y Scarsini (1989), diremos que el que permite realizar más comparaciones *es coherente* con el primero. Lo más natural es que, para poder realizar más comparaciones entre distribuciones posibles, incorpore supuestos más restrictivos sobre el conjunto de funciones de bienestar social posibles. Otra posibilidad es porque aumentan el dominio de las comparaciones.

1. Test de dominancia estocástica de primer grado (2)

Este primer test considera dos restricciones básicas: el *principio de anonimidad y el principio de Pareto*. El principio de anonimidad establece que el bienestar es independiente de qué hogar reciba qué renta. La función de bienestar social es invariante ante permutaciones de los niveles de renta y, por tanto, es simétrica. En consecuencia, los índices de desigualdad consistentes con esas funciones de bienestar deben ser simétricos. El principio de Pareto establece que, dadas dos distribuciones de renta, si en una de ellas no se observan hogares con renta menor y se observa al menos un hogar con renta mayor, tendrá un nivel de bienestar no inferior a la otra (Pareto, 1896). La función de bienestar social es, por tanto, no decreciente.

El test de dominancia en bienestar de primer grado se enuncia de la siguiente manera: dadas dos distribuciones de renta de H hogares X e Y, la distribución X *domina en primer grado* a Y, esto es que $W(X) \geq W(Y)$ para toda función de bienestar social simétrica y no decreciente, si, y sólo si, la función de distribución de X no va nunca por encima de la de Y, esto es, que $F_X(X_i) \leq F_Y(Y_i)$, para todo $X_i=Y_i$. La función de distribución $F(X_i)$ se define como la proporción de hogares con renta menor o igual a X_i.

Aquí la función de distribución es el instrumento relevante, y el test genera un orden incompleto o parcial, pues en situaciones en que las funciones de distribución se cortan, ambas situaciones son incomparables de acuerdo con este principio de dominancia.

2. Test de dominancia estocástica de segundo grado

El test de primer grado sólo considera una restricción que afecta a la eficiencia, el principio de Pareto. No dice nada sobre la desigualdad: si mantenemos la renta constante, cualquier comparación entre distribuciones diferentes es necesariamente entre distribuciones no comparables bajo el criterio de Pareto.

Además de las dos restricciones anteriores, este segundo test considera una específica que afecta a la desigualdad o a la dispersión, y para aislarla de las restricciones de eficiencia, suponemos un primer caso en que la renta media de la distribución permanece constante. Posteriormente lo relajaremos.

En particular, la restricción específica es el *Principio de transferencias Pigou-Dalton* (Dalton, 1920

y Pigou, 1912) *o desplazamientos que mantienen la media constante (mean-preserving spreads)*: si, dada una distribución X con H hogares, pasamos a otra Y mediante una transferencia de un hogar rico a otro más pobre, sin que se altere su orden entre ellos, el bienestar de Y será no inferior al de X. A este tipo de transferencias se las denomina a veces transferencias progresivas. Ello impone, junto con la simetría, que la función de bienestar social sea S-cóncava (3). Los índices de desigualdad consistentes son todos los S-convexos.

a) *El test de dominancia estocástica de segundo grado con renta media constante*

Se enuncia de la siguiente manera. Dadas dos distribuciones de renta de H hogares X e Y, *con la misma renta media*, la distribución X *domina en segundo grado* a Y [esto es, que $W(X) \geq W(Y)$ para toda función de bienestar social no decreciente y S-cóncava (4)], si, y sólo si, el acumulado de la función de distribución de X no va nunca por arriba del de Y:

$$\sum_0^{Xi} F_x(X_i) \leq \sum_0^{yj} F_y(Y_j), \forall X_i = Y_j$$

El test se puede establecer de una forma equivalente en términos de la curva de Lorenz (1905), que es, en definitiva, una transformación de la función de distribución: la proporción de renta acumulada que percibe el porcentaje p más pobre de la población. Suponemos en adelante que las distribuciones de renta están ordenadas de menor a mayor (lo cual no afecta dada la anonimidad o simetría). Se define la curva de Lorenz $L_x(p)$ como:

$$L_x(p) = \frac{\sum_0^{Xi}(X_j)}{H\mu(X)}$$

siendo $p = F_x(X_i) = i/H$, y donde $\mu(X)$ es la renta media de la distribución.

El test se enuncia ahora (Atkinson, 1970, y extendido por Dasgupta *et al.*, 1973, y Rothschild y Stiglitz, 1973. Véase también Kolm, 1969) de la manera siguiente: dadas dos distribuciones de renta de H hogares X e Y, con la misma renta media, la distribución X domina en segundo grado a Y, si, y sólo si, la curva de Lorenz de X no va nunca por debajo de la de Y:

$$L_x(p) \geq L_y(p), \forall p \in (0,1)$$

Obtenemos dos transformaciones de la función de distribución como las relevantes. El test vuelve a generar un orden parcial o incompleto, pues situaciones con la misma renta, en que estas funciones transformadas se cortan, son incomparables de acuerdo a este principio de dominancia (5).

Este test de dominancia no supone un refinamiento sobre el test de primer grado, pues hemos restringido el dominio de las comparaciones a situaciones con la renta media constante. Para obtenerlo, consideramos la siguiente generalización a comparaciones con renta media distinta:

b) *Dominancia de segundo grado con renta media variable* (Shorrocks, 1983, y Kakwani, 1984. Véase también Kolm,1969)

En este tercer test se consideran restricciones que afectan a la desigualdad y a la eficiencia simultáneamente. Se consideran *el principio de Pareto* y *el de las transferencias*. El test de dominancia en bienestar de segundo grado se establece de la siguiente manera. Dadas dos distribuciones de renta de H hogares X e Y, la distribución X *domina en segundo grado* a Y —esto es, que $W(X) \geq W(Y)$ para toda función de bienestar social no decreciente y S-cóncava— si, y sólo si,

$$GL_x(p) \geq GL_y(p), \forall p \in (0,1)$$

donde GL es la curva de Lorenz generalizada, definida por Shorrocks (1983) como

$$GL_x(p) = \mu(X)\, L_x(p).$$

El test vuelve a generar un orden parcial o incompleto, pues cuando estas curvas de Lorenz generalizadas se cortan, las situaciones son incomparables de acuerdo a este principio de dominancia. No obstante, existe una ventaja: el mayor número de restricciones que aparecen en relación al test 1 ó el aumento del dominio de comparaciones con respecto a 2.a), hacen que el número de situaciones incomparables se reduzca y, por tanto, que el número de comparaciones posibles sea mayor. La contrapartida es que el test se realiza para un conjunto menor (o más restrictivo) de funciones de bienestar social en relación con 1. Pero lo relevante es que disponen de justificación ética razonable.

c) *Dominancia de segundo grado con población variable*

Un refinamiento adicional con respecto al test en 2.b) puede conseguirse mediante la ampliación del test de dominancia de cualquier grado a la población variable. Se amplía el dominio de las comparaciones posibles mediante la imposición del axioma de la réplica de la población a las funciones de bienestar social (Dalton, 1920). El bienestar social es invariable ante réplicas exactas de la distribución inicial de la renta. El test exige ahora, en el caso de la dominancia de segundo grado, la dominancia de las curvas de Lorenz generalizadas linealizadas. Con ello se aumenta la comparación no sólo entre los puntos discretos donde está definida la curva de Lorenz, sino a toda interpolación lineal entre cualesquiera dos puntos discretos contiguos de la curva de Lorenz.

d) *Otros test relacionados*

Por el contrario, refinamientos menores que 2.b) pueden obtenerse mediante relajamientos del principio de Pareto por la monotonía a lo largo de la misma escala (*scale- o ray-increasing welfare*): el bienestar aumenta ante cambios proporcionales de la renta. El test exige ahora como condición necesaria y suficiente la dominancia de las curvas de Lorenz y de las rentas medias (Shorrocks, 1983). Esta condición más fuerte supone menos comparaciones posibles. El test puede ponerse en relación con la familia de índices de desigualdad relativos (aquellos que no cambian ante cambios proporcionales en la escala de rentas, pues son homogéneos de grado cero con las rentas), dados los resultados de Blackorby y Donaldson (1978). La condición necesaria y suficiente se establece en términos de la renta media y de toda la clase de índices *S*-convexos y relativos. Ebert (1987) y Dutta y Esteban (1992) caracterizan a la clase de funciones de bienestar que definen este test de dominancia como *S*-cóncava y débilmente homotética.

En la literatura aparecen habitualmente refinamientos aún menores, que atañen análogamente a la monotonía a lo largo de una misma traslación (*translation o incremental-increasing welfare*): el bienestar aumenta ante incrementos constantes en las rentas de los individuos. Otros refinamientos, que suponen versiones «intermedias» de las dos anteriores, también se encuentran en la literatura. Los tests pueden ponerse en relación con los índices de desigualdad absolutos (que no cambian con incrementos absolutos de todas las rentas) y con los índices intermedios, respectivamente. Véanse, para el caso de índices absolutos, Kolm (1976b), Blackorby y Donaldson (1980) Shorrocks (1983), Moyes (1987), y para el caso de índices intermedios, Kolm (1976b), Bossert y Pfingsten (1990), Pfingsten y Siedl (1997), Del Río y Ruiz-Castillo (2000) y Ebert y Moyes (2000).

Volvamos a los tests de dominancia de segundo grado en 2.a), 2.b) y 2.c). Existen distintos caminos para permitir más comparaciones cuando las curvas de Lorenz o las curvas de Lorenz generalizadas se corten. De hecho, es frecuente que se produzcan cortes de las curvas de Lorenz en la práctica. Se trata de introducir restricciones adicionales en las funciones de bienestar del apartado anterior. Existen dos posibilidades que se analizan en los dos próximos apartados. Una, es avanzando en exigir grados mayores de dominancia, y la otra, estudiando el comportamiento de familias o clases de índices de desigualdad, amplias y para las que se conocen bien sus propiedades.

3. Test de dominancia estocástica de tercer grado

Bajo el principio clásico de las transferencias, nada se puede afirmar cuando se produzca una transferencia compuesta consistente en una transferencia progresiva y otra regresiva simultáneamente, aunque sean de igual magnitud y entre individuos separados por la misma renta, y aunque una se produzca en la cola baja y la otra en la cola alta de la distribución. Parece intuitivo que la transferencia del tramo bajo debe pesar más.

El *principio de las transferencias decrecientes* (Kolm, 1976a) refleja esa intuición. Dada una transferencia fija progresiva entre dos individuos separados por la misma renta, ésta tiene un mayor impacto sobre la reducción de la desigualdad, de producirse en un tramo bajo de renta que si se produce en un tramo más alto. Conceptos similares aparecen en la literatura bajo los nombres de *principio de sensibilidad a las transferencias* (Shorrocks y Foster, 1987, y Kakwani, 1980) o *aversión a la desigualdad decreciente* (Davies y Hoy, 1995). Básicamente, este principio es equivalente a que un conjunto de transferencias compuestas, progresivas en el tramo bajo y regresivas en el alto, tales que mantienen la media y la varianza constantes (*mean-variance preserving spreads*), no reducen en su conjunto el bienestar o no aumentan la desigualdad (Menezes *et al.*, 1980).

El efecto sobre la función de bienestar social es que impone que la tercera derivada sea positiva y da pie al test de dominancia en bienestar de tercer grado junto con los axiomas precedentes. Atkinson (1973), Shorrocks y Foster (1987) y Dardanoni y Lambert (1988) establecen las condiciones para la dominancia de tercer grado cuando se produce un único corte de las curvas de Lorenz y las distribuciones tienen la misma renta media.

Dadas dos distribuciones de renta de H hogares X e Y, con la misma media y la curva de Lorenz generalizada de X corta a la de Y una única vez desde arriba y por la izquierda, diremos que la distribución X *domina en tercer grado* a Y [esto es, que $W(X) \geq W(Y)$ para toda función de bienestar social $W = \sum U(Y_i)$ con $U' \geq 0$, $U'' \leq 0$, $U''' \leq 0$], si, y sólo si, la varianza es menor:

$$\sigma^2(X) \leq \sigma^2(Y)$$

donde $\sigma^2(X)$ es la varianza de X.

Existe una generalización para el caso de cruces múltiples entre las curvas de Lorenz y renta media constante (Davies y Hoy, 1994 y 1995), y que en Lambert (1993) se generaliza para renta media variable haciendo uso de las curvas de Lorenz generalizadas. El conjunto de condiciones necesarias y suficientes para la dominancia de tercer grado son que la curva de Lorenz de X empiece cortando a la de Y por arriba (que implica que la renta mínima de X es no menor a la de Y); que la media de X no sea menor a la de Y; y que la varianza de X de todas las sub-poblaciones acumuladas en los puntos en los que las curvas de Lorenz generalizadas se cortan no sean mayores a las de Y.

En definitiva, lo importante de estas proposiciones es que si estas condiciones se satisfacen podremos decir que la distribución X puede obtenerse de la distribución Y mediante un conjunto de transferencias de Pareto, simétricas, un conjunto de transferencias progresivas (*mean-preserving spreads*) y de transferencias compuestas que mantienen la media y la varianza constante, y que en su conjunto no disminuyen el bienestar.

Otros test relacionados

Un refinamiento menor que 3 puede obtenerse mediante el relajamiento del principio de Pareto por la monotonía a lo largo de la misma escala (Shorrocks y Foster, 1987). El test exige ahora como condición necesaria y suficiente, en el caso de un único corte por arriba de las curvas de Lorenz generalizadas, la dominancia en forma del coeficiente de variación y de las rentas medias. De hecho, en el caso 3, aunque es la varianza la variable clave, las comparaciones siempre se hace entre sub-poblaciones con la misma renta media, con lo cual las conclusiones pueden establecerse igualmente en términos del coeficiente de variación, índice ordinalmente equivalente en este caso.

III. FAMILIAS DE ÍNDICES DE DESIGUALDAD CONSISTENTES

Nos centramos en este apartado en tres familias de índices de desigualdad relativos y S-convexos, que son los más utilizados en la literatura. Analizaremos con detalle sus propiedades.

1. La clase de índices de Atkinson. (Atkinson, 1970)

Se obtienen mediante la aplicación de un índice AKS (Atkinson-Kolm-Sen):

$$I_{AKS}(X) = 1 - X^*/\mu(X)$$

donde X^* es la renta equivalente igualitariamente distribuida, tal que:

$$W(X^*e) = W(X)$$

y donde e el vector unidad, a la siguiente función de bienestar social aditivamente separable:

$$W(X) = \sum_i U(X_i)/N$$

donde $U(\cdot)$ es una función cóncava y homotética:

$$U(X_i) = a + b\, X_i^{1-\varepsilon}/1-\varepsilon, \quad \varepsilon > 0 \neq 1$$

$$U(X_i) = Ln(X_i), \quad \varepsilon = 1$$

Con lo cual, el índice de Atkinson vale:

$$A(X,\varepsilon) = 1 - \left[\sum_i \left[\frac{X_i}{\mu(X)}\right]^{1-\varepsilon} \cdot \frac{1}{H}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad \varepsilon > 0 \neq 1$$

$$A(X,1) = 1 - Exp\left[\sum_i Ln\left[\frac{X_i}{\mu(X)}\right] \cdot \frac{1}{H}\right], \quad \varepsilon = 1$$

ε mide el grado de aversión a la desigualdad. La desigualdad aumenta con ε y adopta los siguientes valores extremos:

$A(X, 0) = 0$, es el caso de neutralidad frente a la desigualdad.

$A(X, \infty) = 1 - X_1/\mu(X)$, corresponde al caso maximin rawlsiano (Rawls, 1972).

Son consistentes con (no contradicen) el orden generado por los tests de dominancia de tercer o mayor grado (Thistle, 1994). Son índices relativos y consistentes con el principio de réplica de la población y con el principio de réplica marginal de la población (Salas, 1998): si introducimos un individuo adicional con una renta X^*, el bienestar no varía.

2. Los coeficientes de Gini generalizados. Donaldson y Weymark (1980, 1983) y Yitzhaki (1983)

Se derivan de la siguiente parametrización del índice de Gini estándar (que aparece más abajo) en el caso de la distribución ordenada:

$$G(X, v) = 1 - v(v-1)\sum_i (1 - i/H)^{v-2} L(i/H),\ v > 1$$

$$G(X, v) = -v/\mu(X)\ Cov\{X, (1 - F(X))^{v-1}\},\ v > 1$$

cuando $v=2$ coincide con el índice de Gini estándar.

v es una medida del grado de la aversión a la desigualdad. Como en el índice de Atkinson, la desigualdad aumenta con v y adopta los mismos valores extremos que el índice de Atkinson:

$G(X, 1) = 0$, corresponde el caso de neutralidad frente a la desigualdad.

$G(X, \infty) = 1 - X_1/\mu(X)$, corresponde al caso maximin rawlsiano.

La ventaja de estos índices es que tienen propiedades que les relacionan con las curvas de Lorenz y las curvas de concentración. Lo que los hace útiles para analizar la progresividad y los efectos redistributivos verticales de los programas impositivos y de gasto público (véase apartado VI). Por el mismo motivo, son igualmente útiles para descomponer la desigualdad por fuentes de renta. Véanse Kakwani (1977), Fei *et al.* (1978), Shorrocks (1982) y Lerman y Yitzhaki (1985).

Son consistentes con funciones de bienestar social dependientes del rango y cóncavas. Son índices relativos y consistentes con el principio de réplica de la población y son consistentes con los órdenes de dominancia de segundo grado, pues satisfacen el principio de transferencias. Sin embargo, no son consistentes con órdenes de dominancia tercer grado, ya que no satisfacen el principio de las transferencias decrecientes.

Por contra, para $v \leq 2$ los índices son consistentes con la dominancia de tercer grado inversa. El índice de Gini ($v=2$) sólo es consistentes como caso límite, aunque en este punto no hay unanimidad de criterios (Aaberge, 2000). La dominancia estocástica de tercer orden inversa se realiza en términos de la función de los cuantiles, la inversa de la función de distribución (Gastwirth, 1971). La dominancia de primer y segundo orden directa es equivalente a la dominancia inversa análoga. La equivalencia entre la dominancia de tercer o mayor grado directa e inversa no se produce (Muliere y Scarsini, 1989). La dominancia de tercer orden se puede justificar por el principio de sensibilidad a las transferencias posicionales (*principle of positional transfer sensitivity*) (Zoli, 1998), que es análogo al principio de sensibilidad a las transferencias, pero establecido entre individuos separados por el mismo rango (Mehran, 1976).

3. La clase de índices de entropía generalizada. Theil (1967) y Cowell (1977)

Se pueden derivar de la teoría de la información (Cowell, 1977 y 1995) o mediante la imposición de la descomponibilidad aditiva en subgrupos de los índices que satisfacen los axiomas [1] a [5] –Shorrocks (1980 y 1984), Cowell (1980), Cowell y Kuga (1981) y Bourguignon (1979)– y se obtiene la siguiente familia de índices:

$$T(X,c) = \left[\sum_i \left(\frac{X_i}{\mu(X)}\right)^c - 1\right] / H \cdot C \cdot (c-1),\ c \in (-\infty, +\infty) y\ c \neq 0,1$$

Como casos particulares se obtienen el Theil 1 y el Theil 0 para $c = 1,0$:

$$T(X,1) = \left[\sum_i \left(\frac{X_i}{\mu(X)}\right) Ln\left(\frac{X_i}{\mu(X)}\right)\right] / H,\quad c = 1$$

$$T(X,0) = \left[\sum_i Ln\left(\frac{\mu(X)}{X_i}\right)\right] / H,\quad c = 0$$

donde c es un parámetro que captura la sensibilidad a partes particulares de la distribución. Valores altos y positivos/bajos y negativos de c hacen a los índices más sensibles a cambios en la cola alta/baja de la distribución. Son índices relativos y satisfacen el principio de réplica de la población.

La descomponibilidad aditiva en subgrupos de población es una propiedad interesante. El índice total se descompone en un índice intragrupos (una media ponderada de los índices de cada subgrupo) más un índice intergrupos (obtenido como el índice aplicado a una distribución hipotética en la que cada miembro del subgrupo obtiene la renta media del subgrupo). Los pesos del índice intergrupos sólo suman uno para el caso del Theil 1 y el Theil 0. Especialmente interesante es el caso del Theil 0, para el que los pesos en el índice intragrupos son la población relativa en cada subgrupo. Este último índice también se conoce en la literatura como la desviación media logarítmica (*mean logarithmic deviation*).

Son consistentes con los órdenes de dominancia de segundo grado, dada la renta media constante, y son consistentes con la dominancia de tercer grado para $c \leq 2$. Para el caso, $c = 2$ es ordinalmente equivalente al coeficiente de variación (véase más abajo), que en el límite satisface el principio de la sensibilidad a las transferencias. Los índices de general entropía generalizada son ordinalmente equivalentes a los índices de Atkinson cuando $c = 1 - \varepsilon$ para $-\infty < c < 1$ ó $\varepsilon > 0$. Así, el índice de Theil 0 ($c = 0$) es ordinalmente equivalente al índice de Atkinson ($\varepsilon = 1$). Además, son consistentes con la dominancia de cualquier orden cuando $c \leq 1$.

IV. ÍNDICES DE DESIGUALDAD PARTICULARES

Analicemos las propiedades de algunos índices estadísticos utilizados que individualmente definen órdenes completos y por tanto muy restrictivos.

• *El rango*: se define como la diferencia entre el máximo y el mínimo valor:

$$R = Y_H - Y_1$$

Evidentemente, es susceptible de numerosas críticas. La más evidente es que se olvida de lo que pasa con toda la distribución entre esos valores extremos. Por tanto, sólo satisface débilmente el *principio de transferencias*. Aunque no es un índice relativo, se puede convertir en relativo dividiendo por la media. Satisface el principio de réplica de la población.

• *La desviación media relativa (relative mean deviation)*: se define como:

$$M = \sum |X_i - \mu(X)| / H\mu(X)$$

Que en términos de la curva de Lorenz adopta el valor:

$$M = 2\{F(\mu(X)) - L[F(\mu(X)]\}$$

Adolece de problemas similares al del rango, pues todo se resume en un valor, el valor de la curva de Lorenz en la mediana, olvidando el resto de la distribución. Satisface débilmente, en el límite, el principio de las transferencias. El índice permanece constante ante transferencias progresivas que dejen $F(\mu(X)$ y $L(F(\mu(X))$ invariables. Es decir, aquéllas que se produzcan por arriba o por debajo de la media. Es un índice relativo y satisface el principio de réplica de la población.

• *La varianza*: definida como:

$$V = \sum (X_i - \mu(X))^2 / H$$

Soluciona los problemas anteriores al dar más peso a las transferencias más alejadas de la media. Satisface el principio de las transferencias. Satisface débilmente (en el límite) el principio de las transferencias decrecientes. No obstante, tiene problemas de normalización. No es un índice relativo; al ser un índice homogéneo de grado 2, si multiplicamos todas las rentas por una constante, el índice queda multiplicado por esa constante elevada al cuadrado. Lo cual crea problemas de comparación internacional o entre dos periodos de una economía con crecimiento de rentas reales. Cumple el principio de la réplica de la población.

• *La desviación típica:*

$$\sigma = V^{1/2}$$

Tiene las mismas críticas que la varianza, aunque aliviadas, pues es un índice homogéneo de grado uno solamente. No obstante, esto genera problemas de normalización igualmente.

• *El coeficiente de variación*: se define como la desviación típica entre la media:

$$CV = \sigma(X)/\mu(X)$$

Corrige a la varianza y a la desviación típica de los problemas de normalización. Es un índice relativo (homogéneo de grado cero). Satisface el principio de las transferencias y el principio de la réplica de la población. Por ser ordinalmente equivalente al coeficiente de variación satisface en el límite el principio de las transferencias decrecientes. No satisface ni débilmente dominancias de orden superior a tres.

• *La varianza logarítmica* (*Logarithmic variance*):

$$LV = \sum(\log X_i - \log(\mu(X)))^2 / H$$

Supone una forma alternativa de normalizar la varianza y convertirla en un índice relativo.

Se define como la suma de las desviaciones de los logaritmos con respecto al logaritmo de la media al cuadrado. Puede violar el principio de las transferencias eventualmente. Cumple el principio de la réplica de la población.

• *La varianza de los logaritmos* (*Variance of the logarithms*):

$$VL = \sum(\log X_i - \mu(\log X))^2 / H$$

Supone otra forma alternativa de normalizar la varianza y convertirla en un índice relativo. En este caso, se define como la suma de las desviaciones de los logaritmos con respecto a la media de los logaritmos (es decir, la media geométrica) al cuadrado. Cumple el principio de la réplica de la población.

Dada la introducción del logaritmo, que da más peso proporcional a los números pequeños que a los grandes, *VL* da más peso a las transferencias por debajo de la media de los logaritmos. No obstante, puede violar eventualmente el principio de las transferencias entre transferencias de rentas altas a rentas no tan altas, como resalta Creedy (1977). Véase también Ok y Foster (1999).

• *La desviación típica de los logaritmos* (*Standard deviation of the logarithm*): se define como la raíz cuadrada de *VL*:

$$SL = VL^{1/2}$$

Tiene las mismas características y críticas que *VL*.

• *El índice de Gini (1921)*: se define como

$$G = \sum_i \sum_j |X_i - X_j| / 2H^2\mu(X)$$

que para el caso de la distribución ordenada:

$$G = 1 - 2\sum_i L(i/H)$$

o como:

$$G = 2/\mu(X)\ Cov\{X, F(X)\}$$

Sus propiedades se han analizado en la sección anterior.

También habría que incluir en este apartado el caso de los índices de Theil 0 (conocido también como la desviación media logarítmica-*mean logarithmic deviation*) y el índice de Theil 1 (ambos propuestos en Theil, 1967), cuyas propiedades se vieron en el apartado anterior.

V. HETEROGENEIDAD DE LOS HOGARES: ESCALAS DE EQUIVALENCIAS Y DOMINANCIA SECUENCIAL

Existen dos enfoques para abordar la heterogeneidad de los hogares. El primero es «homogeneizar» las rentas nominales por escalas de equivalencia (Deaton y Muellbauer, 1980) haciendo uso de la función de renta equivalente (Ebert y Moyes, 2000). A efectos prácticos, es especialmente útil la especificación dada en Buhmann *et al*. (1988) y en Coulter, Cowell y Jenkins (1992) que, con un parámetro entre cero y uno, modelizan las economías de escalas de hogares de tamaño distinto.

Una forma alternativa de avanzar, sin hacer uso de las escalas de equivalencias es comparar las distribuciones de rentas monetarias de los hogares adoptando el enfoque propuesto por Atkinson y Bourguignon (1987). Da lugar al conocido test de dominancia secuencial de Lorenz que se basa en los siguientes supuestos:

Supuesto 1:

En primer lugar, hacemos una partición de la población total en subgrupos excluyentes con diferentes necesidades. Denominamos a los subgrupos $i = 1,..., n$, que van del más necesitado ($i = 1$) al menos necesitado ($i = n$). Suponemos que la utilidad social es la suma de las utilidades individuales de la renta (que se supone creciente y cóncava):

$$W(Y) = \sum U^i(Y^i)$$

donde Y^i es el vector de rentas del subgrupo *i*.

Se suponen diferentes utilidades de las rentas para los diferentes grupos, en orden decreciente, de acuerdo con:

$$U^1(Y) > U^2(Y) > ... > U^n(Y)$$

Y la misma utilidad para individuos dentro del mismo subgrupo.

Supuesto 2:

La valoración marginal social de la renta decrece con *i*. Formalmente,

Para cada $i = 1,..., n$, $dU^i/dY_j - dU^{i+1}/dY_j$ *es positivo* y *decreciente con Y.*

Test de dominancia secuencial generalizada de segundo grado (Atkinson y Bourguignon, 1987)

Dada $W_S = \{W / W: R^H_{++} \to R, W$ que satisface los supuestos 1 y 2, y $U^i(Y^i)$, cóncava$\}$.

Entonces,

$$\forall X, Y, \in R^H_{++}$$

$$X \succeq_{\{WS\}} Y \Leftrightarrow W(X) \geq W(Y), \forall W \in W_S \Leftrightarrow$$

$$\Sigma^j_{i=1} GL^i_X \geq \Sigma^j_{i=1} GL^i_Y, \forall j$$

donde GL^i_X es la curva de Lorenz generalizada del subgrupo *i*, y $\Sigma^j_{i=1} GL^i_X$ es la curva de Lorenz acumulada para los grupos más necesitados $i = 1..., j$. Se empieza por el grupo más necesitado, $i = 1$, y después se va añadiendo paulatinamente el grupo más próximo (es decir el siguiente más necesitado) y así hasta el menos necesitado, $i = n$; la condición necesaria y suficiente para la dominancia social es que las curva de Lorenz generalizada de *X* asociada a cada una de las etapas domine a la de *Y*.

El principal problema es que exige condiciones muy fuertes para la dominancia. La dominancia secuencial de Lorenz se basa en un concepto ordinal de las necesidades, que excluye cualquier cardinalidad cuando los individuos difieren en necesidades. Es un marco tan débil que no permite hacer muchas comparaciones. Un ejemplo clásico lo encontramos en un teorema de imposibilidad de imposición progresiva en este contexto (Moyes y Shorrocks, 1998). Aunque existe igualmente un contra-ejemplo, en el que se encuentran las restricciones sobre la distribución de la renta y el sistema fiscal que garantizan un teorema de existencia (Ok, 1997). Exige condiciones muy restrictivas, por otra parte.

Por el contrario, otros marcos con axiomas más restrictivos (como el que permite comparación a través de homogeneizar a los hogares a través de las escalas de equivalencia) son más útiles, pues permiten aplicar los tests de dominancia propios del caso de los hogares homogéneos. En Blundell y Lewbel (1991) se analizan las restricciones sobre la utilidad de los hogares, con el fin de realizar estimaciones consistentes de las escalas de equivalencia. En Blackorby y Donaldson (1993), se realiza un resumen de la literatura de las escalas de equivalencias y de su potencial en usos aplicados. Por último, Ebert (1997 y 1998) estudia el uso correcto de las escalas de equivalencias en un marco axiomático, con especial atención los pesos demográficos de los hogares.

VI. OTROS CONCEPTOS RELACIONADOS

A modo de conclusión, ofrecemos una lista de trabajos que están relacionados con temas asociados a la desigualdad, que suponen complemento o extensiones naturales de la medición básica:

Pobreza: estudia el número de personas por debajo de un umbral de renta, si el umbral es relativo estaríamos en el caso de pobreza relativa. Alternativamente, estaríamos ante pobreza absoluta. Véanse trabajos relevantes que analizan caracterizaciones robustas de la pobreza en Sen (1976), Foster (1984), Foster *et al*. (1984), Atkinson (1987), Foster y Shorrocks (1988a, b y c) y Jenkins y Lambert (1997, 1998a y b).

Polarización: concierne a la concentración de la distribución de la renta en polos focales, y la desigualdad concierne al hecho de la dispersión con respecto a transferencias que mantienen la media constante. Véanse Wolfson (1994) para el caso de la bipolarización o polarización en dos polos, y Esteban y Ray (1994) y Esteban, Gradín y Ray (1999) para la multi-polarización con grupos exógenos y endógenos, respectivamente.

Convergencia: mide la reducción de desigualdad interregional. Véanse trabajos de Barro y Sa-

la-i-Martin (1990 y 1991), Bishop *et al*. (1992), Esteban (1994) y Salas (1999 y 2001).

Desigualdad intertemporal o dinámica: mide la desigualdad de la renta en el ciclo vital de los individuos, véanse Shorrocks (1978b), Slemrod (1992) y Salas y Rabadán (1998).

Movilidad: como cambio positivo sobre el bienestar social en la distribución de renta o riqueza de partida, medido como cambio en las posiciones iniciales en King (1983). En Esteban (1994) y Salas (1999) se distingue entre desigualdad de medio y largo plazo con este mismo concepto de reordenaciones. Alternativamente, se ha propuesto medirse también como una *ratio* entre la desigualdad dinámica en un periodo y la estática de corto plazo, como en Shorrocks (1978b). Véase también Shorrocks (1978a). Ruiz-Castillo (2000a) aplica y desarrolla la metodología propuesta por Chakravarty, Dutta y Weymark (1985). Véase también el trabajo de Fields y Ok (1996) y su reciente estudio sobre estado de la cuestión en Fields y Ok (2000).

Desigualdad de oportunidades: mide sólo la desigualdad que se debe a la desigualdad de oportunidades, Roemer (1998), Roemer *et alii,* (1999) y Ruiz-Castillo (2000b). No mediría la desigualdad generada por el esfuerzo individual.

Progresividad: desviación de la proporcionalidad de un impuesto: Jackobson (1976), Fellman (1976), Kakwani (1977), Suits (1977), Pfähler (1987), Lambert (1993).

Redistribución vertical: cambio de la desigualdad debida a un impuesto, típicamente se suele descomponer en progresividad, presión fiscal y reordenación utilizando índices basados en la familia de los índice de Gini: Reynolds y Smolenski (1977), Pfähler (1987) y Lerman y Yitzhaki (1995).

Desigualdad horizontal: mide el tratamiento desigual entre individuos iguales o similares: Atkinson (1980), Plotnick (1981), King (1983), Aronson *et al*. (1994), Lambert y Ramos (1997), Perrote *et alii* (2001).

VII. CONCLUSIONES

Brevemente, en este artículo se ha pasado revista al núcleo central del enfoque moderno de la medición de la desigualdad económica. Se ha hecho referencia a los principales trabajos que han hecho posible caminar hacia un análisis robusto de la desigualdad. Análisis que ha sido introducido dentro de un marco de bienestar social. La ventaja de todo ello es que los juicios éticos o normativos se han hecho explícitos. Esto supone un avance considerable sobre el pasado y nos sitúa en condiciones de seguir avanzando hacia el futuro, abordando numerosos temas que, directamente o indirectamente, están relacionados con la desigualdad, y que sucintamente han sido mencionados en este estudio.

NOTAS

(*) Este trabajo se ha beneficiado del Proyecto #PB98-0546-C0202 del Ministerio de Educación, y de los comentarios de Irene Perrote, Isabel Rabadán, Juan Gabriel Rodríguez y Javier Ruiz-Castillo.

(1) Faltarían los precios relativos. Para una justificación véase Roberts (1980), que establece las restricciones adecuadas sobre w(.) y $U_i(.)$, para que la especificación sea independiente de los precios.

(2) Terminología adoptada de la literatura de la dominancia estocástica de la economía de la incertidumbre. La dominancia estocástica de primer y segundo grado fue introducida en economía por ROTHSCHILD Y STIGLITZ (1970). Véase también BAWA (1975). En el estudio del bienestar o de la desigualdad, también se denomina, por analogía, dominancia en bienestar o en desigualdad de primer o de segundo grado, respectivamente. SAPOSNIK (1981 y 1983) analiza extendidamente la dominancia de primer grado.

(3) Una función $W(Y)$ es S-cóncava si $W(AY) \geq W(Y)$, para toda A, matriz biestocástica. Una matriz A es biestocástica si es una matriz cuadrada (HxH), con todos los elementos comprendidos entre 0 y 1, y la suma por filas y por columnas de sus elementos es la unidad. La S-concavidad es una condición más débil que la concavidad y la simetría, y que la cuasi-concavidad y la simetría. Toda función S-cóncava es simétrica.

(4) Adoptamos la convención de proponer las clases de funciones más generales para las cuales se satisfacen los teoremas. Originalmente, y dentro de la literatura de la dominancia estocástica, la clase de funciones considerada es más restrictiva, pues en general es aditiva y simétrica del tipo $W = \sum U(Y_i)$, y en el caso de la dominancia de segundo grado $U(Y_i)$ es no decreciente y cóncava (primera derivada no negativa y segunda derivada no positiva, respectivamente). En general, la aditividad —y, en este caso en particular, la concavidad— no son necesarias; véase en DASGUPTA *et al.* (1973) cómo sólo se requiere S-concavidad.

(5) Otra cuestión son los tests de significantividad estadística de los cortes de las curvas de Lorenz, dada una muestra de partida; véanse, en este sentido, DAVIDSON Y DUCLOS (1997).

BIBLIOGRAFÍA

AABERGE, (2000), «Characterizations of Lorenz curves and income distributions», *Social Choice and Welfare*, 17, 639-653.

AMIEL, Y., y F.A. COWELL (1992), «Measurement of income inequality: Experimental test by questionnaire», *Journal of Public Economics*, 47, 3-26.

— (1999), *Thinking about Inequality*, Cambridge University Press, Cambridge.

ARONSON, J. R.; P. Johnson, y P. Lambert (1994), «Redistributive

effect and unequal tax treatment», *Economic Journal*, 104, 262-270.

ARROW, K. J. (1963), *Social Choice and Individual Values*, Wiley, Nueva York.

ATKINSON, A. B. (1970), «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.

— (1973), «More on the measurement of inequality», mimeo, University of Essex.

— (1980), «Horizontal equity and the distribution of the tax burden», en AARON y BOSKIN (eds.), *The Economics Of Taxation*, The Brookings Institution.

— (1987), «On the measurement of poverty», *Econometrica*, 55, 759-764.

ATKINSON, A. B., y F. BOURGUIGNON (1987), «Income distributions and difference in needs», en G. R. FEIWEL (ed.), *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Theory*, Macmillan, Nueva York.

BALLANO, C., y J. RUIZ-CASTILLO (1992), «Searching by questionnaire for the meaning of income inequality», *Revista Española de Economía*, 10, 233-259.

BARRO, R., y X. SALA-I-MARTIN (1990), «Economic growth and convergence across the USA», *NBER Working Paper*, 3419.

— (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.

BAWA, V. (1975), «Optimal rules for ordering uncertain prospects», *Journal of Financial Economics*, 2, 95-121.

BISHOP, J. A.; FORMBY, J. P., y P. D. THISTLE (1992), «Convergence of the South and non-South income distributions, 1969-1979», *American Economic Review*, 82, 262-272.

BLACKORBY, C., y D. DONALDSON (1978), «Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare», *Journal of Economic Theory*, 18, 59-80.

— (1980), «A theoretical treatment of indices of absolute inequality», *International Economic Review*, 21, 107-136.

— (1993), «Adult-equivalence scales and the economic implementation of interpersonal comparisons of well-being», *Social Choice and Welfare*, 10, 335-361.

BLUNDELL, R., y LEWBEL (1991), «The information content of equivalence scales», *Journal of Econometrics*, 50, 49-68.

BOSSERT, W., y A. PFINGSTEN (1990), «Intermediate inequality: Concepts, indices and welfare implications», *Mathematical Social Science*, 19, 117-134.

BOURGUIGNON, F. (1979), «Decomposable income inequality measures», *Econometrica*, 47, 901-920.

BUHMANN, B.; RAINWATER, L.; SCHMAUSS, G., y T. SMEEDING (1988), «Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: Sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg income study database», *The Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

CHAKRAVARTY, S.; B. DUTTA, y J. WEYMARK (1985), «Ethical indices of income mobility», *Social Choice and Welfare*, 2, 1-21.

COULTER, F. A.; COWELL, F. A., y S. P. JENKINS (1992), «Difference in needs and assessment of income distributions», *Bulletin of Economic Research*, 44, 77,124.

COWELL, F. A. (1977), *Measuring Inequality*, primera edición, Phillip Allan, Oxford.

— (1980), «On the structure of additive inequality measures», *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.

— (1995), *Measuring Inequality*, segunda edición, Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.

COWELL, F. A., y K. Kuga (1981), «Additivity and the entropy concept: An axiomatic approach to inequality measurement», *Journal of Economic Theory*, 25, 131-143.

CREEDY, J. (1977), «The principle of transfers and the variance of logarithms», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 39, 153-158.

DALTON, H. (1920), «Measurement of the inequality of incomes», *The Economic Journal*, 30, 348-361.

DARDANONI, V., y P. J. LAMBERT (1988), «Welfare ranking of income distribution: A role for the variance and some insights for tax reform, *Social Choice and Welfare*, 5, 1-17.

DASGUPTA, P. S.; A. M. SEN, y D. A. STARRET (1973), «Notes on the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 6, 180-187.

DAVIDSON, R., y J. Y. DUCLOS (1997), «Statistical inference for the measurement of the incidence of tax and transfers», *Econometrica*, 65, 1453-1466.

DAVIES, J. B., y M. HOY (1994), «The normative significance using third-degree stochastic dominance in comparing income distributions», *Journal of Economic Theory*, 64, 520-530.

— (1995), «Making inequality comparisons when Lorenz curves intersect», *American Economic Review*, 85, 980-986.

DEATON, A., y J. MUELLBAUER (1980), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.

DEL RÍO, C., y J. RUIZ-CASTILLO (2000), «Intermediate inequality and welfare», *Social Choice and Welfare*, 17, 223-239.

DONALDSON, D., y J. A. WEYMARK (1980), «A single parameter generalization of the gini index and inequality», *Journal of Economic Theory*, 22, 67-86.

— (1983), «Ethical flexible indices for income distributions in the continuum», *Journal of Economic Theory*, 29, 353-358.

DUTTA, B., y J. M. ESTEBAN, (1992), «Social welfare and equality», *Social Choice and Welfare*, 9, 267-276.

EBERT, U. (1987), «Size and distribution of incomes as determinants of social welfare», *Journal of Economic Theory*, 41, 23-33.

— (1997), «Social welfare when needs differ: An axiomatic approach», *Economica*, 64, 233-244.

— (1998), «Using equivalence scales of equivalence adults to rank income distributions when households types are different», *Social Choice and Welfare*, 16, 233-258.

EBERT, U., y P. MOYES (2000), «Consistent income tax structures», *Journal of Economic Theory*, 90, 116-150.

ESTEBAN, J. M. (1994), «La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis», en ESTEBAN, J., y X. VIVES (eds.), *Convergencia y crecimiento regional en España y en Europa*, Instituto de Análisis Económico, Bellaterra.

ESTEBAN, J. M., y D. RAY (1994), «On the measurement of polarization», *Econometrica*, 62, 819-851.

ESTEBAN, J. M.; C. GRADÍN, y D. RAY (1999), «A new approach to polarization and conflict: Extensions of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries», *Papeles de Trabajo Instituto de Estudios Económicos de Galicia,* 24/1999.

FEI, J. C. H.; RANIS, G., y S. W. Y. KUO (1978), «Growth and the family distribution of income by factor components», *Quarterly Journal of Economics*, 92, 17-53.

FELLMAN, J. (1976), «The effect transformations on Lorenz curves», *Econometrica*, 44, 823-824.

FIELDS, G., y E. OK (1996), «The meaning and measurement of income mobility», *Journal of Economic Theory,* 71, 349-377.

— (2000), «The measurement of income mobility: An introduction to the literature», en J. SIBLER, *Handbook of Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Press, Dordrecht.

FOSTER, J. E. (1984), «On economic poverty: a survey of aggregate measures», *Advances in Econometrics*, 3, 215-251.

FOSTER, J. E.; J. GREER, y E. TORBECKE (1984), «A class of decomposable poverty measures», *Econometrica*, 52, 761-766.

FOSTER, J. E., y A. F. SHORROCKS (1988a), «Poverty orderings», *Econometrica*, 56, 173-178.

— (1988b), «Poverty orderings and welfare dominance», *Social Choice and Welfare*, 5, 179-198.

— (1988c), «Inequality and poverty orderings», *European Economic Review*, 32, 654-662.

GASTWIRTH, J. L. (1971), «A general definition of Lorenz curves», *Econometrica*, 39, 1037-1039.

GINI, C. (1921), «Measurement of inequality of incomes», *The Economic Journal*, 31, 124-126.

JACKOBSON, U. (1976), «On the measurement of the degree of progression», *Journal of Public Economics*, 5, 161-168.

JENKINS, S. P., y P. J. LAMBERT (1997), «Three 'I's of poverty curves, with an analysis of UK poverty trends», *Oxford Economics Papers*, 49, 317-327.

— (1998a), «Ranking poverty gap distributions: Further TIPs for poverty analysis», *Research on Economic Inequality*, 8, 31-38.

— (1998b), «Three 'I's of poverty curves and poverty dominance: TIPs for poverty analysis», *Research on Economic Inequality*, 8, 39-56.

KAKWANI, N. C. (1977), «Application of Lorenz curves in economic analysis», *Econometrica*, 45, 719-727.

— (1980), «On a class of poverty measures», *Econometrica*, 48, 437-446.

— (1984), «Welfare rankings and income distributions», en R. BASSMAN, y G. RHODES (eds.), *Advances in Econometrics*, 3, 191-213, JAI Press, Greenwich.

KING, M. (1983), «An index of inequality: with applications to horizontal equity and social mobility», *Econometrica*, 51, 99-115.

KOLM, S. C. (1969), «The optimal production of social justice», in J. MARGOLIS, y H. GUITTON (eds.), *Public Economics*, Macmillan, Londres.

— (1976a), «Unequal inequality: I», *Journal of Economic Theory*, 12, 416-442.

— (1976b), «Unequal inequality: II», *Journal of Economic Theory*, 13, 88-111.

LAMBERT, P. J. (1993), *The Distribution and Redistribution of Income*, segunda edición, Manchester University Press, Manchester.

LAMBERT, P. J., y RAMOS, X. (1997), «Vertical redistribution and vertical inequity», *International Tax and Public Finance*, 4, 25-37.

LERMAN, R. I., y S. YITZHAKI (1985), «Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States, *The Review of Economics and Statistics*, 67, 151-156.

— (1995), «Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers», *National Tax Journal*, 48, 45-59.

LORENZ, M. O. (1905), «Methods of measuring concentration and wealth», *Journal of The American Statistical Association*, 9, 209-219.

MEHRAM, F. (1976), «Linear measures and income inequality», *Econometrica*, 44, 805-809.

MENEZES, C.; GEISS, C., y J. TRESSLER (1980), «Increasing downside risk», *American Economic Review*, 70, 921-931.

MOYES, P. (1987), «A new concept of Lorenz domination», *Economic Letters*, 23, 203-207.

MOYES, P., y A. F. SHORROCKS (1998), «The impossibility of a progressive tax system», *Journal of Public Economics*, 69, 49-65.

MULIERE, P., y M. SCARSINI (1989), «A note on stochastic dominance and inequality measures», *Journal of Economic Theory*, 49, 314-323.

OK, E. A. (1997), «A note on the existence of progressive tax system», *Social Choice and Welfare*, 14, 527-543.

OK, E. A., y J. Foster (1999), «Lorenz dominance and the variance of logarithms», *Econometrica*, 67, 901-970.

PARETO, V. (1896), «Ecrits sur la courbe de la répartition de la richesse», en *Oeuvres complètes de Vilfredo Pareto*, Libraire Droz, Ginebra, 1965.

PERROTE, I.; RODRÍGUEZ, J. G., y R. SALAS (2001), «A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components», *Documento de Trabajo 2001-7*, Universidad Complutense de Madrid.

PFÄHLER, W. (1987), «Redistributive effects of tax progressivity: Evaluating a general class of aggregate measures», *Public Finance/Finance Publiques*, 37, 1-31.

PFINGSTEN, A., y SIEDL (1997), «Ray invariant inequality measures», en S. ZANDVAKILI, y D. SLOTJE (eds.), *Research on Taxation and Inequality*, 107-129, JAI Press.

PIGOU, A. C. (1912), *Wealth and Welfare*, Macmillan, Londres.

PLOTNICK, R. (1981), «A measure of horizontal inequity», *Review of Economics and Statistics*, 63, 283-288.

RAWLS, J. (1972), *A Theory of Justice*, Oxford University Press, Oxford.

REYNOLDS, M., y E. SMOLENSKI (1977), *Public Expenditure, Taxes and the Distribution of Income: The United States, 1950, 1961, 1970*, Academic Press, Nueva York.

ROBERTS, K. (1980), «Price-independent welfare prescriptions», *Journal of Public Economics*, 52, 177-195.

ROEMER, J. E. (1998), *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge, M. A.

ROEMER, J. E. *et al.* (1999), «To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisitions among citizens?», *EPRU Working Paper 2000-10*, University of Copenhagen.

ROTHSCHILD, M., y J. E. STIGLITZ (1970), «Increasing risk I: A definition», *Journal of Economic Theory*, 2, 225-243.

— (1973), «Some further results on the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 6, 188-203.

RUIZ-CASTILLO, J. (2000a), «The measurement of structural and exchange income mobility», Universidad Carlos III de Madrid, *Working Paper*, 00-56, Economic Series.

— (2000b) «The measurement of inequality of opportunities», Universidad Carlos III de Madrid, *Working Paper*, 00-57, Economic Series.

SALAS, R. (1998), «Welfare-consistent inequality indices in changing populations: The marginal population replication axiom. A note», *Journal of Public Economics*, 67, 145-150.

— (1999), «Convergencia, movilidad y redistribución interterritorial en España: 1981-1996», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 80, 19-28.

— (2001), «Multilevel interterritorial convergence and additive multidimensional inequality decomposition», próximamente en *Social Choice and Welfare.*

SALAS, R., e I. RABADÁN (1998), «Cyclical and vertical intertemporal inequality, redistribution and income smoothing: A social welfare approach», *Review of Income and Wealth*, 44, 63-79.

SAPOSNIK, R. (1981), «Rank dominance in income distribution», *Public Choice*, 36, 147-151.

— (1983), «On evaluating income distributions: Rank dominance», *Public Choice*, 40, 329-336.

SEN, A. (1973), *On economic inequality*, Clarendon Press, Oxford.

— (1976), «Poverty: an ordinal approach to measurement», *Econometrica*, 44, 219-231.

— (1977), «On weights and measures: Informational constraints in social welfare analysis», *Econometrica*, 45, 1539-1572.

SHORROCKS, A. F. (1978a), «The measurement of mobility», *Econometrica*, 46, 1013-1024.

— (1978b), «Income inequality and income mobility», *Journal of Economic Theory*, 10, 376-393.

— (1980), «The class of additive decomposable inequality measures», *Econometrica*, 48, 613-625.

— (1982), «Inequality decomposition by factor components», *Econometrica*, 50, 193-211.

— (1983), «Ranking income distribution», *Economica*, 50, 3-17.

— (1984), «Inequality decomposition by population subgroups», *Econometrica*, 52, 1369-1385.

SHORROCKS, A. F., y J. E. FOSTER (1987), «Transfer-sensitive inequality measures», *Review of Economic Studies*, 54, 485-498.

SLEMROD, J. (1992), «Taxation and inequality: A time-exposure perspective», *NBER Working Paper*, 3999.

SUITS, D. B. (1977), «Measurement of tax progressivity», *American Economic Review*, 67, 747-752.

THEIL, H. (1967), *Economics and Information Theory*, North Holland, Amsterdam.

THISTLE, P. D. (1994), «On Atkinson's index and consensus in rankings of income distributions», en W. Eichhorn, *Models and Measurement of Welfare and Inequality*, Springer Verlag, Heidelberg.

WOLFSON, M. C. (1994), «When inequality diverge», *American Economic Review*, 84, 353-358.

YITZHAKI, S. (1983), «On an extension of the Gini inequality index», *International Economic Review*, 24, 617-628.

YITZHAKI, S., y J. SLEMROD (1991), «Welfare dominance: An application to commodity taxation», *American Economic Review*, 81, 480-496.

ZOLI, C. (1998), «Intersecting generalized Lorenz curves and the Gini index», *Social Choice and Welfare,* 16, 183-196.

Resumen

Se presenta una panorámica del estudio moderno de la desigualdad, que sea de utilidad para el investigador. El estudio moderno se entronca en la economía del bienestar y se presentan ejercicios o tests robustos de variación de la desigualdad o del bienestar con respecto a un conjunto de axiomas, que se consideran habitualmente como razonables. Este conjunto de axiomas representa los valores o juicios éticos que están detrás del estudio de la desigualdad. Finalmente, se proporcionan referencias claves para estudiar conceptos relacionados con la desigualdad, pero no idénticos, como son la pobreza, la polarización, la movilidad, la redistribución, etcétera.

Palabras clave: bienestar, desigualdad económica, índices de desigualdad.

Abstract

We present an overview of the modern study of inequality, which may prove of use to the researcher. Modern study is linked to the welfare economy and we put forward robust exercises and tests of variation in inequality or welfare in respect of a set of axioms that are usually considered as reasonable. This set of axioms represent the ethical values or judgments that lie behind the study of inequality. Lastly, we provide key references for studying concepts related but not identical to inequality, as poverty, polarisation, mobility, redistribution, and so on and so forth.

Key words: welfare, economic inequality, indexes of inequality.

JEL classificatión: D63, D31, H23

COMPARACIONES INTERNACIONALES DE BIENESTAR. UNA APLICACIÓN CON DATOS LIS

Jesús RUIZ-HUERTA CARBONELL

I. INTRODUCCIÓN

SON todavía pocos los intentos de medir empíricamente el bienestar económico agregado, sobre todo si comparamos el esfuerzo realizado en este campo con el efectuado en el ámbito teórico. En este trabajo, se analizan las principales dificultades que se presentan cuando se pretende cuantificar el bienestar económico en un marco de comparación internacional, y se ofrece una propuesta concreta de medición.

Tras repasar las principales vías de medición disponibles, se estudian los problemas metodológicos más importantes y las alternativas que se ofrecen en la literatura para resolverlos en la práctica. Posteriormente, se ofrecen datos de renta media y desigualdad, a partir de la información contenida en la base de datos LIS, para señalar las dificultades que se presentan cuando se quiere valorar la evolución de diversos países en términos de bienestar entendido a partir de esas dos variables. En el siguiente apartado, se estudia el impacto del crecimiento económico en distintos puntos de la distribución de la renta de cada uno de los países contemplados, con objeto de determinar cómo se han repartido los frutos del crecimiento. Por último, a partir del empleo de funciones abreviadas de bienestar social, se analiza la situación comparativa de los distintos países cuando varían los parámetros de aversión a la desigualdad, así como las tendencias a lo largo del tiempo.

II. CÓMO MEDIR EL BIENESTAR EN UN CONTEXTO COMPARADO

El análisis empírico del bienestar desde una perspectiva comparada ha venido asociado tradicionalmente a la noción del PIB o la renta per cápita (RPC). A pesar de las críticas que se han lanzado contra este indicador, sigue siendo el más utilizado cuando se trata de estudiar la situación comparativa de diversos territorios en términos de desarrollo o evolución de su nivel de vida.

Las razones de la utilización del PIB o la renta per cápita son esencialmente de carácter pragmático, ante la disponibilidad de series largas, bien consolidadas y homogéneas de las principales magnitudes macroeconómicas. En ese sentido, se defiende que el nivel y la evolución de la RPC nos permiten hacernos una idea de los flujos económicos que se generan en cada sociedad en un período de tiempo, de su capacidad de crecimiento y, en consecuencia, de las mejoras en las condiciones de vida de sus habitantes. En ocasiones, se ha intentado justificar el empleo de este indicador porque se supone que el PIB per cápita o el crecimiento de la RPC son las mejores variables *proxy* de los cambios de bienestar, en la medida en que están correlacionadas con índices de bienestar más completos y amplios (1).

En realidad, y dejando al margen por el momento los problemas asociados a la medición del PIB y de los flujos de renta de la economía, la representación del bienestar agregado por medio de la RPC supone asumir determinadas hipótesis que habitualmente no se hacen explícitas. Algunas, como la posibilidad de hacer comparaciones interpersonales de utilidad y medir cardinalmente el bienestar, son compartidas, en mayor o menor medida, por otros enfoques del bienestar social. La hipótesis más cuestionable es, sin embargo, la referida a las características de la función de bienestar social implícita en los análisis basados en la renta per cápita, que es necesariamente una función de tipo utilitarista con utilidad marginal de la renta *constante* (Slesnick, 1998: 2109). Puesto que la RPC es simplemente la media de la distribución, se ignoran por completo las diferencias que existen dentro de cada territorio entre los individuos que componen su población (2). Es difícil, sin duda, defender un concepto de bienestar social en el cual importa el volumen de renta, pero no su reparto entre las familias.

¿Qué alternativas existen para analizar las comparaciones de bienestar a lo largo del tiempo o entre países? Para superar las comparaciones basadas en la utilización simple de un índice de renta o de nivel de vida, se han hecho diversas propuestas (3). Todas tienen en común la incorporación de variables adicionales a la renta per cápita, con la finalidad de intentar captar mejor un fenómeno tan complejo y multidimensional como el bienestar. Dentro de esta filosofía, tienen especial interés

las medidas que combinan un índice de nivel de renta (fundamentalmente la renta media) con alguna medida de desigualdad o dispersión en torno a esa media. En el próximo apartado desarrollaremos más extensamente este enfoque.

El Índice de Desarrollo Humano propuesto por el PNUD constituye un buen ejemplo de un indicador más amplio que la renta per cápita, que se utiliza para realizar comparaciones entre países en una escala mundial. El IDH se basa en tres indicadores: longevidad (medida a través de la esperanza de vida al nacer); nivel educativo (integrado en el IDH a partir de los datos sobre alfabetización de adultos —con una ponderación de dos tercios— y de matriculación de alumnos en las diferentes etapas educativas) y nivel de vida (medido por el PIB per cápita real contabilizado en paridades de poder de compra). La justificación de la presencia de estas variables adicionales ha de encontrarse en la importancia intrínseca de la salud y la educación para la evaluación del bienestar en un ámbito mundial, unida a su imperfecta correlación con la renta per cápita de los distintos países (PNUD, 1996: 123 y siguientes).

Un indicador como el IDH ofrece sin duda una información más rica sobre la situación de los países objeto de comparación y, en ese sentido, asume explícitamente una noción más amplia del bienestar que la implícita en la renta per cápita. Sin embargo, además de los problemas señalados desde diversas posiciones críticas (4), presenta a nuestro juicio dos limitaciones principales. Por un lado, el índice no incorpora directamente la distribución de la renta, aunque tiene en cuenta los aspectos distributivos de forma parcial e indirecta, al incluir indicadores sobre la esperanza de vida y el acceso a la educación, condicionados previsiblemente tanto por el nivel de renta como por la equidad en su reparto. Por otro lado, al haber sido concebido para medir el grado de desarrollo socioeconómico en un contexto mundial, las variables incluidas pueden no ser las más relevantes cuando el contexto de comparación es el de países desarrollados o pertenecientes al ámbito de la OCDE.

Junto a iniciativas de organismos internacionales como la comentada, varias investigaciones recientes han desarrollado y aplicado índices basados en diversos indicadores, cuya selección trata de reflejar las distintas dimensiones implícitas en el concepto de bienestar social. Osberg y Sharpe (2000), por ejemplo, proponen un índice basado en cuatro elementos: el consumo (como expresión más directa del nivel de vida corriente), la acumulación de capital, la desigualdad (con un especial énfasis en las situaciones de pobreza) y la inseguridad. Cada uno de estos elementos se mide, a su vez, a través de un vector de indicadores parciales específicos (5). En cuanto a las ponderaciones aplicadas a los distintos indicadores, los autores señalan de forma explícita que la decisión dependerá decisivamente de las opiniones y valores de cada observador que pretenda medir el bienestar: «La medición del bienestar económico de una sociedad compleja requiere inevitablemente la aplicación de juicios éticos y estadísticos» (Osberg y Sharpe, 2000:2).

A pesar del indudable interés de este tipo de índices multidimensionales, su aplicación a un análisis comparativo de bienestar en un marco internacional plantea serias dificultades, debido a la inexistencia de bases de datos homogéneas que aporten la ingente cantidad de información necesaria. El índice propuesto por Osberg y Sharpe tiene, en cambio, la ventaja de introducir de forma explícita la desigualdad en el análisis del bienestar. Con ello, el índice se sitúa en la línea de los desarrollados en el ámbito del análisis de la distribución de la renta, de los que nos ocupamos a continuación, si bien el enfoque adoptado en la selección de indicadores y dimensiones relevantes es más ambicioso. Aunque en el momento actual este tipo de medidas no son aplicables a gran escala en las comparaciones internacionales, es necesario reconocer que el concepto de bienestar social va más allá de una perspectiva estrictamente económica, y en el futuro habría que insistir en la puesta a punto de los datos necesarios para calcular índices multidimensionales en la línea del propuesto en el trabajo mencionado.

III. LA MEDICIÓN A TRAVÉS DE FUNCIONES ABREVIADAS DE BIENESTAR

La literatura dedicada al estudio de la distribución de la renta y la desigualdad se ha orientado, desde hace años, a reflexionar sobre el concepto de bienestar económico. De hecho, la búsqueda de índices *adecuados* de desigualdad de la renta y la riqueza, distintos a las medidas estadísticas tradicionales de dispersión, se justifica por las profundas implicaciones normativas que tiene la comparación de distribuciones de la renta en términos de desigualdad y pobreza. A pesar de que la literatura sobre distribución de la renta es amplia y tiene numerosas ramificaciones, muchos de los resultados obtenidos en este ámbito se apoyan en dos supuestos básicos: 1) La posibilidad de

aproximar el bienestar individual a través de la renta personal, y 2) La posibilidad de aproximar el bienestar agregado a través de la renta media y la desigualdad.

El primer supuesto resulta, sin duda, familiar para los economistas. A pesar de sus limitaciones, la renta es la variable más ampliamente aceptada en la teoría y utilizada en la práctica como indicador del bienestar individual. En realidad, y como se ha discutido con detalle en la literatura, la validez de la renta como aproximación al bienestar depende en buena medida de la forma más o menos amplia en que la renta se defina y la metodología seguida para medir sus componentes a partir de los datos disponibles.

Por lo general, la información existente en la práctica impone algunas limitaciones en la medición de la renta individual. Así, determinados componentes de las definiciones más amplias y extensivas de la renta —como, por ejemplo, la ofrecida por Simons en el ámbito de la Hacienda Pública, que identifica la renta con el flujo de consumo monetario y no monetario que un individuo puede mantener sin modificar el nivel de su riqueza— son muy difíciles de medir en la práctica, especialmente en un contexto internacional. El ocio, las ganancias de capital no realizadas o los componentes no monetarios del consumo son algunos ejemplos. En el ámbito internacional, las diferencias derivadas de la extensión y generosidad de las prestaciones públicas en especie (sanidad, educación, servicios sociales, etc.) son, a nuestro juicio, las que pueden resultar más relevantes.

Asimismo, la correcta medición del bienestar exigiría tener en cuenta la corriente de renta generada a lo largo de períodos más largos que el año, que es la unidad de referencia temporal más común en las estadísticas disponibles. La información longitudinal necesaria para efectuar este tipo de análisis no está todavía disponible en muchos países, aunque nuevas encuestas, como el Panel de Hogares de la Unión Europea, abren nuevas perspectivas en este sentido, por lo que la mayoría de los estudios se basan en la renta anual. El empleo de datos de consumo corriente, preferido por una parte de la literatura y justificado, entre otras razones, porque se trata de una variable menos sujeta que la renta a variaciones transitorias, no es por el momento viable para los estudios de comparación internacional, además de plantear problemas conceptuales y metodológicos específicos (6).

Un aspecto adicional importante a la hora de utilizar la renta disponible como aproximación al bienestar individual es la necesidad de aplicar escalas de equivalencia, que permiten *convertir* la renta del hogar en renta personal equivalente, es decir, renta ajustada teniendo en cuenta el tamaño y, en algunos casos, otras características del hogar (como la distribución por edades de los miembros). Estos ajustes se justifican porque hogares de tamaños distintos o diversa composición tienen diferentes necesidades y diferente capacidad para aprovechar las economías de escala en el consumo (7).

El segundo supuesto al que aludíamos se refiere a la utilización de los datos de renta media y desigualdad para evaluar el bienestar. En la teoría sobre la distribución de la renta existen importantes resultados que ponen en conexión ambos conceptos, en particular dentro de la rama que se ha dedicado a investigar las conclusiones normativas que pueden extraerse a partir de las comparaciones (temporales o espaciales) de desigualdad. El teorema de Atkinson señala, como es sabido, que cuando dos distribuciones tienen la misma renta media, el criterio de dominancia de Lorenz implica también una dominancia en términos de bienestar para cualquier función de utilidad de la renta creciente y estrictamente cóncava. Este criterio puede extrapolarse a las situaciones en las que las distribuciones más igualitarias tengan una renta media más alta. En el caso de curvas de Lorenz que se cruzan o cuando las distribuciones con desigualdad más baja/alta tienen también una renta media menor/mayor, circunstancias que pueden darse con frecuencia en la práctica, el análisis de la distribución ha desarrollado algunos instrumentos que permiten alcanzar conclusiones normativas bajo ciertos supuestos. Las curvas de Lorenz generalizadas son, quizás, la herramienta más conocida, si bien su utilidad práctica se ve claramente reducida conforme aumenta el número de países (o momentos del tiempo) objeto de comparación.

Las funciones *abreviadas* de bienestar social (8), índices cardinales que combinan la renta media con alguna medida de desigualdad, son especialmente útiles cuando no resultan operativos otros criterios, como el de las curvas de Lorenz generalizadas. Estas funciones tienen la ventaja de expresar de forma sintética toda la información relevante sobre bienestar de una distribución de la renta a través de dos parámetros: la renta media y la desigualdad (Atkinson *et al.*, 1995). Es decir,

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

Donde $\mu(x)$ es la renta media y $I(x)$ es un índice de desigualdad. Para poder realizar este tipo de simplificación, es necesario establecer mayores restricciones sobre el rango de las funciones de bienestar admisibles. La literatura reciente ha discutido las condiciones que la forma general propuesta debe tener para asegurar una interpretación racional en términos de bienestar (9). Según Lambert (1993:157), tales condiciones son que W sea simétrica, creciente y favorable a las transferencias, y ω sea creciente en su primer argumento y decreciente en el segundo. Como la media es simétrica en las rentas, se debe exigir que el índice de desigualdad sea también simétrico para que se ajuste a la preferencia social ética. Por otra parte, como una transferencia de renta de un sujeto a otro no afecta a la renta media, $I(x)$ debería reducirse ante transferencias de las rentas altas a las bajas. Más fuerte es la restricción de que las funciones sean crecientes para cada nivel de renta, es decir, que un incremento en cualquier renta individual, manteniéndose constantes las demás, debe aumentar el bienestar agregado (10).

Una decisión importante a la hora de construir tales funciones es, por tanto, la que se refiere al índice de desigualdad concreto elegido y a la forma funcional específica utilizada. En los análisis de comparaciones internacionales de desigualdad se han utilizado a menudo indicadores de bienestar basados en los índices de desigualdad más conocidos, como Gini, Theil o Atkinson. Los índices de Atkinson, en particular, resultan especialmente aconsejables para un ejercicio como el que pretendemos, ya que cumplen adecuadamente con las propiedades axiomáticas deseables en las medidas de desigualdad (11) y tienen, además, una explícita fundamentación ética enraizada en el análisis de la desigualdad y el bienestar.

La medida de desigualdad de Atkinson incorpora el concepto de «renta equivalente distribuida igualitariamente», que representa el nivel de renta que, si fuera repartido igualitariamente entre toda la población, garantizaría el mismo nivel de bienestar que la distribución actual. La forma genérica del índice de Atkinson puede expresarse como el complemento a la unidad del cociente entre este concepto y la renta media de la distribución:

$$I(x) = 1 - \frac{x_d}{\mu}$$

Donde x_d es la renta equivalente igualmente distribuida y μ representa la renta media de la distribución en estudio. La medida de desigualdad se basa, por tanto, en la idea de la pérdida de utilidad derivada de la diferencia entre la distribución existente y una distribución estrictamente igualitaria. En particular, $I(x)$ mide la fracción de la renta total que podría ser sacrificada sin pérdida de bienestar si la distribución fuera perfectamente igualitaria.

Naturalmente, para dar a x_d una forma matemática concreta, es necesario asumir una determinada función de utilidad de la renta. Imponiendo una serie de restricciones mínimas sobre sus características, Atkinson propuso una conocida familia de funciones de utilidad cuya expresión particular depende del parámetro de aversión a la desigualdad elegido, y a partir de las cuales es posible definir los siguientes índices:

$$A_e = 1 - \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i}{\mu}\right)^{1-e}\right]^{\frac{1}{1-e}} \quad \text{para } e>0,\ e\neq 1$$

$$A_e = 1 - \exp\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right)\right] \quad \text{para } e=1$$

Donde n es el tamaño de la población, x_i la renta del individuo i, μ la renta media de la distribución y e un parámetro positivo de aversión a la desigualdad.

Volviendo a la interpretación del índice de Atkinson en términos de la renta equivalente distribuida igualitariamente, se puede derivar directamente una función de bienestar social abreviada de forma multiplicativa, que utilizaría la cuantificación del concepto mencionado como aproximación al nivel de bienestar social:

$$W_e = \mu(1 - A_e) = x_d$$

Si identificamos la expresión entre paréntesis con un índice de igualdad, podemos interpretar el índice de bienestar como el producto de la renta media y una medida de la igualdad cuyo valor depende del parámetro e.

Es fácil también apreciar que la relación de intercambio entre la renta media y la igualdad es de uno a uno, de manera que un 1 por 100 de incremento en el nivel de igualdad hace posible una reducción del 1 por 100 en la renta media sin que se altere el nivel de bienestar.

Los diversos valores que *e* puede adoptar nos permiten incluir explícitamente juicios políticos y éticos muy diferentes sobre la importancia de ambas dimensiones del bienestar.

Cuanto más bajo sea *e*, más neutral hacia la igualdad será la función social de bienestar. Los índices obtenidos cuando $e \to 0$ representarían el caso extremo en el que la igualdad no tiene ponderación alguna. La función de utilidad se hace casi lineal, lo que significa que una distribución X_i es preferida a otra X_j si, y sólo si, la renta media en X_i es mayor que la renta media en X_j. Cuando $e \to \infty$, nos encontramos en el extremo opuesto: una situación expresiva de una infinita aversión a la desigualdad que implica un criterio de evaluación similar al *maximin* propuesto por Rawls. Parámetros positivos y finitos de *e* asignan ponderaciones positivas y crecientes a la igualdad. Específicamente, si tuviéramos dos niveles de renta x_i y x_j de modo que $x_i = \lambda_{xj}$, $\lambda > 1$, y asumiendo que la transferencia dejará inmutable el orden inicial, la sociedad en cuestión estaría dispuesta a entregar λ^e unidades monetarias de x_i para incrementar la renta de x_j en una unidad monetaria.

IV. CRECIMIENTO, DESIGUALDAD Y BIENESTAR EN PAÍSES DE LA OCDE: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN

1. Metodología y datos

El estudio realizado se basa en los microdatos contenidos en la base de datos del *Luxembourg Income Study* (LIS), que reúne información procedente de encuestas de renta para unos 25 países y diversos años. La tarea de homogeneización de las definiciones y variables contenidas en LIS hace que ésta sea en la actualidad la fuente de información más adecuada y fiable para realizar comparaciones en el ámbito de los países de la OCDE (12). En el caso de España, los datos de los años 1985 y 1995 se basan en las encuestas continuas de presupuestos familiares (ECPF). Esta fuente se ha utilizado para estimar las tendencias de la desigualdad en los subperíodos 1985-90 y 1990-95, si bien los datos tomados como base para calcular los *niveles* de desigualdad son los procedentes de las EPF 1980-81 y 1990-91, ambas contenidas en LIS.

La variable escogida para el análisis empírico es la renta monetaria disponible anual, que incluye los ingresos monetarios obtenidos del trabajo, el capital, la propiedad y todo tipo de transferencias públicas o privadas que perciben las familias, netas de impuestos directos y cotizaciones sociales. Aunque se trata de un concepto restringido de renta, tiene la ventaja de garantizar una base común para las comparaciones a partir de la base de datos empleada.

Para evitar, en la medida de lo posible, los problemas derivados de la subestimación de la renta declarada en las encuestas, se han corregido los datos elevando proporcionalmente las rentas individuales, de modo que la renta total se ajustara con la renta familiar disponible procedente de los datos de la OCDE, basados en las contabilidades nacionales respectivas. Aunque se trata de un método obviamente imperfecto, con ello conseguimos al menos corregir el efecto de las diferencias en el nivel de subestimación sobre la renta media, un aspecto crucial en las comparaciones de bienestar. En cambio, ignoramos los efectos diferenciales de la subestimación sobre la desigualdad, que son más difíciles de estimar y corregir adecuadamente (Atkinson *et al.*, 1995, y Smeeding *et al.*, 2000).

La escala de equivalencia que emplearemos es la aproximación paramétrica propuesta por Buhman *et al.* (1988), según la cual la renta equivalente x_i^e de un individuo *i* que vive en un hogar *h* viene dada por la expresión:

$$x_i^e = \frac{x_h}{(t_h)^\phi} \quad 0 \le \phi \le 1$$

donde x_h representa la renta total recibida por el hogar *h*, t_h el tamaño del hogar y ϕ el parámetro que define la escala de equivalencia, con un rango de variación entre 0 y 1. Cuanto más bajo sea ϕ, mayores son las economías de escala alcanzadas por el hogar. Los valores $\phi = 0$ y $\phi = 1$ representarían los ajustes extremos. El primero sugeriría la existencia de economías de escala completas mientras que el segundo, la inexistencia de ellas. En nuestro análisis utilizamos un parámetro de $\phi = 0{,}5$ (13).

En cuanto al análisis de la desigualdad, los resultados obtenidos se basan preferentemente en los índices de Atkinson, por las razones expuestas anteriormente. No obstante, hemos replicado el estudio sobre tendencias de la desigualdad con otras medidas, y en ocasiones mostramos también los resultados basados en ellas. Uno de los problemas principales que plantean los índices de

Atkinson en los estudios empíricos es la elevada sensibilidad de estas medidas (mayor conforme aumenta el parámetro e) a los valores del extremo inferior de la distribución de la renta, a menudo recogidos de forma muy imperfecta en las bases de datos disponibles. En particular, muchas encuestas contenidas en LIS no permiten diferenciar entre las rentas nulas y los valores perdidos, existiendo importantes diferencias en el porcentaje de casos de este tipo entre unos y otros países y fechas. Para evitar este problema, hemos optado por obtener los distintos índices de desigualdad a partir de distribuciones truncadas, eliminando para ello el 2 por 100 de las observaciones en cada extremo de la distribución de la renta (3 por 100 en el extremo inferior en el caso de la *Encuesta de presupuestos familiares* francesa, que presenta proporciones de valores nulos anormalmente altos). Naturalmente, el procedimiento no sería válido si estuviéramos interesados preferentemente en las situaciones de extrema pobreza o riqueza, en cuyo caso se requerirían métodos de imputación relativamente complejos o la búsqueda de fuentes de datos alternativas.

Digamos, por último, que las comparaciones temporales de bienestar se basan en la evolución de la renta en términos reales. Por su parte, en las comparaciones transversales se han utilizado paridades de poder de compra (14). En general, todas las macromagnitudes empleadas en el trabajo, proceden de las series publicadas por la OCDE.

2. Crecimiento y desigualdad: principales resultados

Los datos del cuadro n.º 1 muestran las tasas de crecimiento real de la renta media equivalente en diferentes subperíodos para los que se dispone de información, junto con las tasas de variación de la desigualdad según el índice de Atkinson con un parámetro $e=1$. El uso de otros índices de desigualdad (Gini y Theil con parámetro 1) altera, en ocasiones, la magnitud, pero no la dirección de los cambios, como se puede comprobar en el gráfico 1. Durante el período estudiado, la desigualdad crece de forma clara en algunos países (Suecia, Australia, Estados Unidos y, especialmente, Italia, Reino Unido y Bélgica). Tambien crece, aunque más moderadamente, en Noruega, Alemania y Canadá. Sólo Francia y España muestran una reducción de la misma (15).

Conviene señalar que las tasas de crecimiento recogidas en le cuadro n.º 1 no se refieren a la rpc tal como puede recogerse en las estadísticas publicadas regularmente por organismos como la OCDE. Además del nivel de crecimiento económico, hay otros factores que afectan a la renta equivalente media, como la parte del PIB que constituye la renta disponible de las familias, que varía a lo largo del tiempo y entre países. Por otro lado, el tamaño de las familias afecta a las economías de escala obtenidas por los individuos que no viven solos. En suma, las variaciones históricas o geográficas en la estructura familiar pueden afectar significativamente a los niveles y las tendencias de la renta equivalente.

Al tratarse de datos puntuales, que además no están sincronizados en todos los países, es difícil conocer el impacto de los ciclos económicos. Sin embargo, en general, puede decirse que el crecimiento fue bajo al principio de los ochenta, elevado en la segunda mitad de esa década y volvió a bajar en la primera mitad de los noventa, antes de la intensa expansión del final del siglo.

Aunque todos los países muestran el efecto de las recesiones, hay diferencias importantes en relación con sus efectos sobre la renta. Entre los países incluidos en el cuadro, Reino Unido es el que experimenta el mayor crecimiento de la renta media, seguido de Noruega, Bélgica, España, Estados Unidos e Italia (todos con tasas por encima del 1 por 100). Suecia y Alemania crecían a una tasa del 0,6 por 100, mientras que Australia y, sobre todo, Canadá arrojaban los peores resultados en el período.

La consideración conjunta de los dos tipos de indicadores nos permite acercarnos a la visión de bienestar económico a la que nos venimos refiriendo. La primera impresión, sin embargo, es que se puede decir muy poco sobre la evolución del bienestar a partir de la información disponible. En la mayoría de los casos, las economías crecen, pero también lo hacen los índices de desigualdad. En otros, los índices no experimentan grandes cambios en el conjunto del período (Canadá, Alemania). Con frecuencia, la desigualdad varía de manera opuesta en diferentes períodos: mejoras en la segunda mitad de los ochenta en ambos índices, a diferencia de lo que ocurría en la primera mitad de esa década (Francia, España, Alemania, Italia, Noruega y, menos claramente, Estados Unidos). De nuevo cambia el signo de los índices al comienzo de los noventa: Todos los países, salvo Suecia y Francia, experimentan un aumento de la desigualdad. En algunos casos, ese aumento fue vinculado al crecimiento negativo de la renta (Ca-

CUADRO N.º 1

TENDENCIAS DE LA RENTA MEDIA Y LA DESIGUALDAD

PAÍS	PERÍODO	VARIACIÓN ANUAL MEDIA (Porcentaje)		
		$\mu(x)$	$I(x)$	$W(x)$
Australia	1981-85	–0,09	1,19	–
	1985-89	1,24	1,78	~
	1989-94	0,29	2,69	~
	1981-94	**0,47**	**2,10**	**~**
Bélgica	1985-88	3,01	0,76	~
	1988-92	3,50	0,40	~
	1992-96	–1,28	9,33	–
	1985-96	**1,63**	**3,88**	**~**
Canadá	1981-87	0,87	–0,72	+
	1987-91	0,45	–0,01	+
	1991-94	–0,79	0,14	–
	1994-97	–0,39	1,78	–
	1981-97	**0,21**	**0,07**	**~**
Francia	1979-84	–0,32	0,24	–
	1984-89	1,63	–3,97	+
	1989-94	0,88	–0,52	+
	1979-94	**0,75**	**–1,38**	**+**
Alemania	1978-83	–0,06	0,03	0
	1984-89	1,97	–0,59	+
	1989-94	–0,59	3,20	–
	1978-89	1,20	–0,25	+
	1978-94	**0,62**	**0,28**	**~**
Italia	1986-91	3,13	–1,60	+
	1991-95	–1,30	10,29	–
	1986-95	**1,07**	**3,31**	**~**
Noruega	1979-86	1,94	1,56	~
	1986-91	0,53	–1,47	+
	1991-95	2,36	1,10	~
	1979-95	**1,72**	**0,46**	**~**
España	1980-85	–1,01	2,92	–
	1985-90	5,38	–4,23	+
	1990-95	0,48	1,13	~
	1980-95	**1,56**	**–0,30**	**+**
Suecia	1981-87	0,40	4,15	~
	1987-92	2,23	0,99	~
	1992-95	–1,73	–1,61	~
	1981-95	**0,57**	**1,77**	**~**
Reino Unido	1979-86	1,26	3,60	~
	1986-91	3,06	3,80	~
	1991-95	2,37	0,76	~
	1979-95	2,34	3,34	~
Estados Unidos	1979-86	1,48	2,93	~
	1986-91	0,89	–0,17	+
	1991-94	1,22	2,70	~
	1994-97	1,55	–0,33	+
	1979-97	1,41	1,55	~

Nota: (+) Aumento claro en bienestar. (–) Clara disminución del bienestar. (0) Ausencia de cambios en bienestar. (~) Tendencia ambigua.
Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de LIS.

nadá, Alemania e Italia) (16). Los cambios en ambas variables, en términos generales, sólo permiten confirmar la mejora de bienestar en dos países, España y Francia. De Alemania puede decirse lo mismo respecto a los años ochenta.

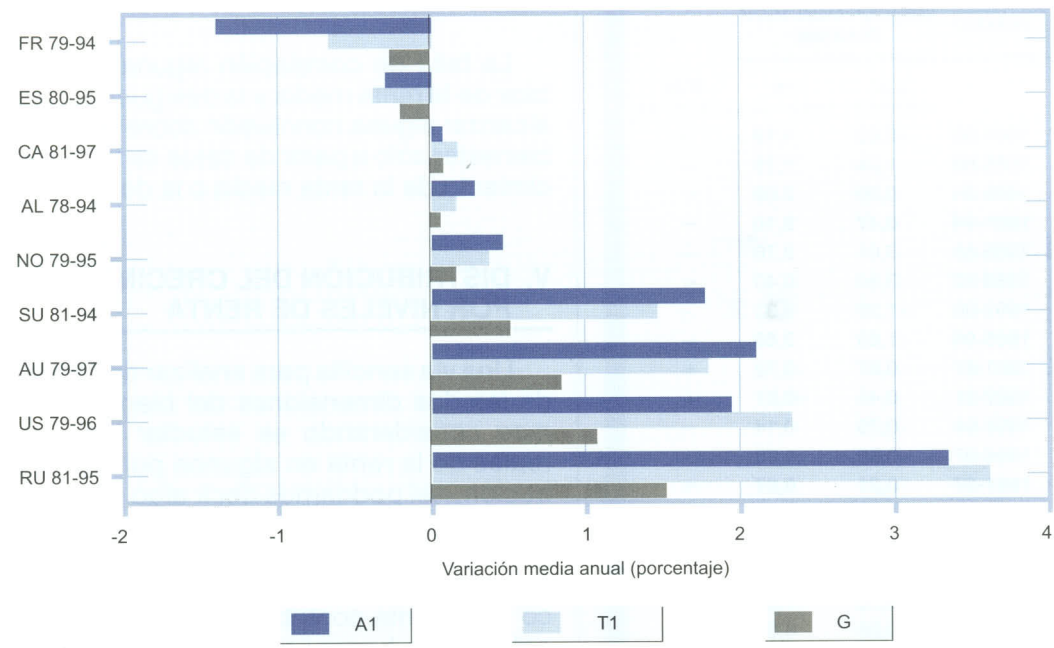
La falta de correlación alguna entre los cambios de la renta media y la desigualdad hace difícil alcanzar alguna conclusión sobre la evolución del bienestar sólo a partir de datos de las tasas de crecimiento de la renta media o la desigualdad.

V. DISTRIBUCIÓN DEL CRECIMIENTO POR NIVELES DE RENTA

Una vía sencilla para analizar de forma integrada las dos dimensiones del bienestar que estamos considerando es estudiar las variaciones reales de la renta en algunos puntos de la distribución. Así podríamos decir algo sobre el reparto de los beneficios del crecimiento económico. Según el principio de transferencias, básico en el análisis de la desigualdad, un aumento específico en la renta contribuye más al bienestar si beneficia a un hogar *i* que es más pobre que a otro más próspero. En ese sentido, podría decirse que, dado un aumento global de la renta por el que nadie recibe menos rentas que antes, una distribución del crecimiento en beneficio de los pobres representa un aumento del bienestar mayor que una distribución uniforme. Del mismo modo, una distribución uniforme del crecimiento implica un mayor bienestar que otra que beneficiara a los más ricos. Naturalmente, no siempre es posible alcanzar conclusiones tan claras cuando pretendemos comparar tasas de crecimiento globales de distinta magnitud y distribuidas de forma diferente por niveles de renta. En tales casos, puede ser necesario explicitar juicios de valor sobre la importancia relativa de las ganancias de eficiencia y equidad.

Por otro lado, hay un posible *trade-off* entre eficiencia y equidad en la evaluación del bienestar, cuyos términos dependen de los supuestos éticos sobre el grado de concavidad de la función de utilidad. Una situación en un período $t+1$ en la que algunas rentas son mayores y otras menores que en la situación inicial t podría representar una mejora en términos de bienestar aun si la renta media disminuyera. Así ocurriría cuando los aumentos de utilidad de quienes mejoran su situación pudieran compensar las pérdidas de los otros. En otras palabras, un aumento de la igualdad podría compensar los efectos negativos sobre el bienestar

GRÁFICO 1
TENDENCIAS DE LA DESIGUALDAD EN DIVERSOS PAÍSES (1980-1995)



provocados por una caída de la renta media. La situación opuesta podría darse (una disminución del bienestar) en el caso de un proceso de crecimiento que elevara las rentas de los hogares más ricos y disminuyera las de los menos privilegiados.

En la aplicación utilizamos una distribución simplificada que sólo tiene en cuenta tres parámetros:

$$\omega'(x) = f(\lambda_1, \lambda_{k/2}, \lambda_{k-1})$$

donde $\omega'(x)$ representa el aumento de bienestar y λ_1, $\lambda_{k/2}$ y λ_{k-1} son respectivamente el crecimiento real del límite superior de la primera, la quinta y la novena decilas de la distribución de la renta equivalente. Se trata de una simplificación utilizada con frecuencia en los estudios de comparación internacional porque permite analizar lo que sucede en tres puntos representativos de la distribución de una manera muy simple. A partir de ahora, nos referiremos a tales hogares como el hogar «pobre», el «mediano» y el «rico».

Un criterio extremo para evaluar el proceso de crecimiento desde un punto de vista ético podría ser considerar que el bienestar agregado crece sólo cuando la situación de los menos privilegiados mejora y, aún más, cuando dicha mejora se obtiene a una tasa más rápida que la de cualquier otro grupo. De forma más específica:

$$\omega'(x) > 0, \Leftrightarrow \lambda_1 > 0$$

$$\lambda_1 > \lambda_{k/2}, \lambda_{k-1}$$

Esta perspectiva implica una transformación del principio de monotonicidad a partir de un argumento de base rawlsiana, que podría ser interpretado como un criterio de evaluación del aumento del bienestar fuertemente pro-pobres. El juicio de valor implícito en este criterio es que el crecimiento no significa un aumento del bienestar si no implica una mejora, en términos absolutos y relativos, del nivel de vida de los menos privilegiados. El extremo opuesto a un criterio como el anterior es el que considera irrelevante la distribución del crecimiento. En tal caso se violaría el principio de transferencias y no se daría valor alguno a la equidad en la evaluación del bienestar. Es, en cierto modo, lo que ocurre cuando se pretende medir el bienestar en términos de PIB per cápita.

Los microdatos de LIS nos permiten estudiar el crecimiento experimentado por los hogares representativos señalados. El cuadro n.º 2 muestra los resultados alcanzados (17). Puede verse cómo en algunos períodos hay países en los que los tres tipos de hogares representativos sufren reducciones en la renta real (los primeros ochenta en Australia o España, o los primeros noventa en Alemania, Bélgica, Italia, Suecia y Canadá). Sin embargo, todos los grupos experimentan mejoras reales en sus niveles de renta entre el comienzo de los ochenta y la mitad de los noventa. Con todo, como se puede ver en el gráfico 2, hay importantes diferencias.

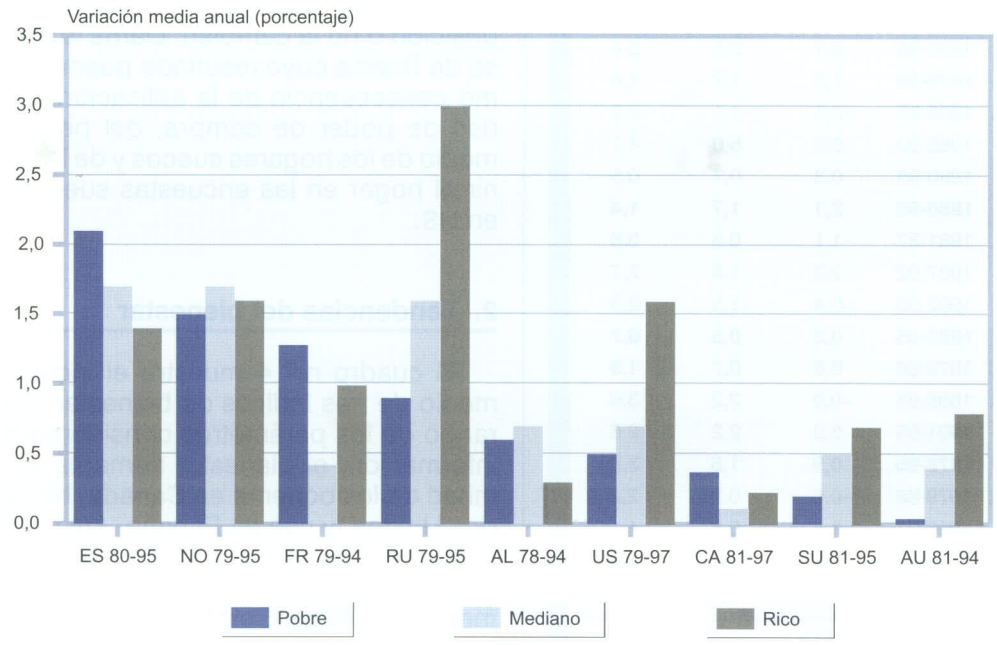
Los resultados del cuadro n.º 2 son elocuentes. El crecimiento beneficia claramente a los ricos en Australia, Estados Unidos, Suecia, Noruega (en los primeros ochenta) y, sobre todo, en el Reino Unido, donde las familias de alta renta mejoran su situación cinco veces más que las de baja renta. El reparto del crecimiento parece más equitativo en la Europa continental y en Noruega (desde 1986), aunque tal tendencia parece cambiar de signo al inicio de los años noventa, en buena medida ante el intenso crecimiento del desempleo en esos países (18). Por otra parte, la tendencia igualatoria es muy diferente según países y períodos temporales. Sólo España muestra un claro comportamiento redistributivo en los años analizados.

Después de estos comentarios, puede confirmarse algo que ya había sido comprobado empíricamente: el aumento de la renta media no siempre garantiza beneficios significativos para los grupos de rentas más bajas. Por otro lado, los datos parecen poner de manifiesto también que en algunos países (singularmente en Estados Unidos y en el Reino Unido) las diferencias en el crecimiento de los hogares ricos y los pobres se estarían agrandando, ahondando la desigualdad social, la polarización y el riesgo de conflicto social.

VI. ESTIMACIONES DE BIENESTAR A PARTIR DE FUNCIONES ABREVIADAS

Nos planteamos ahora intentar clasificar los países estudiados de acuerdo con sus niveles agregados de bienestar. Para ello, como se apuntaba con anterioridad, emplearemos funciones de bienestar social abreviadas en las que se consideran exclusivamente la renta media y la desigual-

GRÁFICO 2
DISTRIBUCIÓN DEL CRECIMIENTO POR NIVELES DE RENTA (1980-1995)



CUADRO N.º 2

CRECIMIENTO DE LAS RENTAS REALES EN DIFERENTES PUNTOS DE LA DISTRIBUCIÓN

PAÍS	*PERÍODO*	D_1	D_5	D_9
Australia	1981-85	–0,4	–0,2	–0,1
	1985-89	0,2	0,6	1,6
	1989-94	0,3	0,7	0,8
	1981-94	**0,0**	**0,4**	**0,8**
Bélgica	1985-88	5,5	2,7	2,9
	1988-92	3,7	3,7	3,6
	1992-96	–3,7	–1,9	–0,3
	1985-96	**1,3**	**1,4**	**2,1**
Canadá	1981-87	1,6	0,7	0,8
	1987-91	0,4	0,3	0,2
	1991-94	–0,8	–0,8	–0,5
	1994-97	–0,9	–0,4	–0,1
	1981-97	**0,4**	**0,1**	**0,2**
Francia	1979-84	0,3	–0,3	0,4
	1984-89	3,2	1,3	1,3
	1989-94	0,3	0,2	1,3
	1979-94	**1,3**	**0,4**	**1,0**
Alemania	1978-83	0,0	–0,3	–0,9
	1984-89	2,4	2,0	1,8
	1989-94	–1,3	–0,7	–0,1
	1978-94	**0,6**	**0,7**	**0,3**
Italia	1986-91	4,2	4,0	2,6
	1991-95	–5,8	–2,3	–0,3
	1986-95	**–0,8**	**1,0**	**1,3**
Noruega	1979-86	1,3	1,8	2,2
	1986-91	1,0	0,5	0,0
	1991-95	2,1	2,5	2,4
	1979-95	**1,5**	**1,7**	**1,6**
España	1980-85	–2,0	–1,1	–0,9
	1985-90	9,0	5,6	4,7
	1990-95	0,3	0,7	0,5
	1980-95	**2,1**	**1,7**	**1,4**
Suecia	1981-87	–1,1	0,5	0,6
	1987-92	2,3	1,6	2,7
	1992-95	–0,4	–1,5	–2,3
	1981-95	**0,2**	**0,5**	**0,7**
Reino Unido	1979-86	0,8	0,7	1,9
	1986-91	–0,9	2,2	3,6
	1991-95	3,2	2,2	2,6
	1979-95	**0,9**	**1,6**	**3,0**
Estados Unidos	1979-86	–0,6	0,9	2,2
	1986-91	1,7	0,8	1,1
	1991-97	0,8	0,3	0,9
	1979-97	**0,5**	**0,7**	**1,6**

Fuente: Elaboración propia sobre microdatos LIS.

dad, para evaluar el bienestar social con una determinada distribución de la renta *x*.

1. Niveles de bienestar

El cuadro n.º 3 muestra los índices de bienestar social para un grupo de parámetros de aversión a la desigualdad entre $e=0,5$ y $e=3$. Los índices se han expresado como porcentajes de la media para facilitar la comparación. Se toma como referencia el año 1995 porque es el dato más reciente con el que podemos hacer comparaciones (19). Los países están ordenados por su renta media (primera columna), que representaría una situación límite en la que $e \to 0$. Esto nos permite identificar de forma sencilla los cambios de ordenación que se producen cuando cambia el parámetro de aversión a la desigualdad. En el cuadro puede observarse que los cambios pequeños de ponderación de la desigualdad no producen modificaciones relevantes. Cuando la ponderación de la desigualdad aumenta, sin embargo, sí se aprecian cambios de mayor magnitud. Las reordenaciones que se producen cuando cambia *e* hacen difícil obtener una ordenación global de los niveles de bienestar relativos de los países considerados en este estudio.

No obstante, cuando introducimos el factor de desigualdad, algunos países mejoran sus posiciones, y cada vez más cuando aumenta la ponderación del parámetro *e*. Es el caso de Francia, Bélgica, Canadá y Noruega. Otros países recuperan su posición o no la cambian. Llama la atención el caso de Suecia cuyo resultado puede explicarse como consecuencia de la aplicación de las paridades de poder de compra, del pequeño tamaño medio de los hogares suecos y de la forma de definir el hogar en las encuestas suecas contenidas en LIS.

2. Tendencias del bienestar

El cuadro n.º 4 muestra el incremento anual medio de tres índices de bienestar que cubren el rango de los parámetros considerados. Según la información, el bienestar aumenta en la primera mitad de los ochenta en Canadá, Noruega y Estados Unidos, y cae en España, Australia y Francia. Al final de los ochenta todos los países mejoran. Los resultados de los noventa son, sin embargo, menos positivos. Sólo cuatro países obtienen ganancias claras en ese período (Francia, Noruega, Reino Unido y Estados Unidos). En el conjunto del

CUADRO N.º 3

RENTA MEDIA E ÍNDICES DE BIENESTAR SOCIAL EN TORNO A 1995
(OECD-10 = 100)

PAÍS	*μ*	*W(e=0,5)*	*W(e=1)*	*W(e=1,5)*	*W(e=2)*	*W(e=3)*
Estados Unidos	144	139	135	130	124	115
Bélgica	119	120	122	124	126	127
Italia	109	106	104	101	99	93
Francia	104	105	107	111	116	131
Australia	103	101	99	97	93	78
Canadá	99	105	105	105	106	107
Reino Unido	92	90	89	88	87	86
Alemania	92	92	94	95	97	101
Noruega	86	88	90	93	96	102
España	85	84	83	83	83	83
Suecia	68	70	72	73	75	77
OECD-10	100	100	100	100	100	100
(Dólares EE.UU.)	(22.403)	(21.295)	(20.067)	(18.857)	(17.671)	(15.380)

período, puede decirse, sin embargo, que el bienestar aumenta inequívocamente en ocho de los países incluidos en la muestra.

En general, el análisis muestra que el signo y la magnitud de los cambios en bienestar depende, a veces crucialmente, de los juicios de valor sobre la importancia relativa del crecimiento económico y la igualdad en la evaluación del bienestar. La ventaja de esta aproximación respecto a otras propuestas más tradicionales es que hace explícitos los juicios de valor que están detrás de los indicadores y aclara los supuestos éticos que soportan las afirmaciones sobre el bienestar comparativo de los diversos países.

VII. ALGUNAS CONCLUSIONES

De forma muy breve, podríamos resumir las principales conclusiones del trabajo en los siguientes puntos:

1. La comparación internacional de las situaciones económicas de distintos países no puede sustentarse sobre la simple referencia de un indicador macroeconómico que pretenda sintetizar una información heterogénea y multidimensional. La comparación internacional de los niveles de vida exige pensar en índices de bienestar que contengan una mayor riqueza informativa.

2. La información sobre distribución de la renta y desigualdad obtenida a partir de microdatos es un elemento importante para informar sobre el nivel de vida y el bienestar en un contexto comparado. Dicha información puede ayudarnos a comprender cómo se ajusta el crecimiento económico en cada sociedad, en términos de eficiencia y equidad.

3. Sin embargo, sólo a partir de la información sobre la evolución en el tiempo del crecimiento del nivel de vida y de la desigualdad, en una muestra de países obtenida de la base datos LIS, no es fácil alcanzar una conclusión sobre la dinámica del bienestar en dichos países.

4. El análisis de las tasas de crecimiento en diversos puntos de la distribución de los países analizados confirma la idea de que el crecimiento económico no garantiza siempre una mejora de la situación de los más pobres ni una mejora en la distribución de la renta.

5. La utilización de funciones de bienestar social puede ofrecer una vía útil para estudiar el bienestar comparado de un modo sintético a lo largo del tiempo. El empleo de indicadores de bienestar que incluyan algún parámetro de aversión a la desigualdad permite analizar cómo varía la ordenación de los países según niveles de bienestar relativos cuando cambia la ponderación de tales parámetros.

CUADRO N.º 4

AUMENTOS ANUALES DEL ÍNDICE DE BIENESTAR A PARTIR DE DIFERENTES PARÁMETROS DE AVERSIÓN A LA DESIGUALDAD

PAÍS	*PERÍODO*	*W(e=0,5)*	*W(e=1,5)*	*W(e=3)*
Australia	1981-85	–0,16	–0,29	–0,45
	1985-89	1,13	0,89	0,48
	1989-94	0,15	–0,48	–3,31
	1981-94	**0,36**	**0,01**	**–1,27**
Bélgica	1985-88	2,99	2,93	2,83
	1988-92	3,49	3,43	3,25
	1992-96	–1,56	–2,27	–4,45
	1985-96	**1,49**	**1,13**	**0,07**
Canadá	1981-87	0,91	1,05	1,49
	1987-91	0,45	0,44	0,35
	1991-94	–0,80	–0,80	–0,66
	1994-97	–0,48	–0,73	–1,24
	1981-97	**0,20**	**0,21**	**0,26**
Francia	1979-84	–0,33	–0,36	–0,42
	1984-89	1,82	2,87	10,24
	1989-94	0,89	1,03	1,70
	1979-94	**0,80**	**1,08**	**2,05**
Alemania	1978-83	–0,06	–0,05	0,06
	1984-89	2,00	2,02	1,91
	1989-94	–0,70	–0,94	–1,30
	1978-94	**0,61**	**0,57**	**0,44**
Italia	1986-91	3,24	3,46	3,74
	1991-95	–1,81	–3,09	–5,58
	1986-95	**0,87**	**0,31**	**–0,87**
Noruega	1979-86	1,88	1,77	1,60
	1986-91	0,59	0,69	0,84
	1991-95	2,33	2,22	1,94
	1979-95	**1,71**	**1,66**	**1,56**
España	1980-85	–1,18	–1,67	–3,01
	1985-90	5,76	6,86	9,74
	1990-95	1,43	0,22	–0,36
	1980-95	**1,59**	**1,63**	**1,60**
Suecia	1981-87	0,31	0,02	–0,71
	1987-92	2,18	2,15	2,30
	1992-95	–1,66	–1,65	–2,58
	1981-95	**0,52**	**0,39**	**–0,11**
Reino Unido	1979-86	1,08	0,63	–0,75
	1986-91	2,78	2,32	3,09
	1991-95	2,31	2,18	1,74
	1979-95	**2,11**	**1,67**	**1,06**
Estados Unidos	1979-86	1,25	0,76	0,28
	1986-91	0,90	0,98	1,27
	1991-97	1,29	1,10	0,82
	1979-97	**1,25**	**0,99**	**0,77**

Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos LIS.

NOTAS

(*) Este trabajo es un desarrollo y actualización del presentado, en colaboración con Luis Ayala y Rosa Martínez, en la reunión bianual de la IARIW celebrada en Cracovia en septiembre de 2000, con el título: «Inequality, growth and welfare: An international comparison». Por otra parte, la investigación se enmarca en el Proyecto de la CICYT, SEC 98-1090.

(1) Como se explica en RAVAILLON (1996). Ver, GRÜN y KLASSEN (2000).

(2) Como señalan OSBERG y SHARPE (2000, pág. 5), utilizar el PIB per cápita como medida de bienestar implica asumir implícitamente que la proporción agregada de la renta dedicada a la acumulación es óptima, e ignorar la influencia de la distribución de la renta y de la inseguridad de los ciudadanos.

(3) Restringimos la discusión a los enfoques aplicados en el ámbito de las comparaciones internacionales. Una revisión más amplia de las distintas aproximaciones empíricas en la medición del bienestar puede consultarse en SLESNICK (1998).

(4) Por ejemplo, en KELLEY (1991), SRINIVASAN (1994) o RAVAILLON (1996).

(5) Los flujos efectivos de consumo per cápita se obtienen a partir de datos de consumo de bienes y servicios en el mercado, flujos de producción doméstica, ocio y otros bienes no de mercado. La acumulación social neta de *stocks* incluye datos de capital físico, *stocks* de vivienda y bienes duraderos, capital humano, inversión en I + D, costes medioambientales y cambios netos en el valor de los recursos naturales y de la deuda exterior. La distribución de la renta se mide a partir de datos sobre intensidad de la pobreza y desigualdad de la renta. Por último, la inseguridad se cuantifica a partir de datos de seguridad económica ante la pérdida de trabajo, el desempleo, la enfermedad, la ruptura familiar y la pobreza de las personas mayores.

(6) «De hecho, la elección entre la renta y el gasto en consumo para medir el bienestar económico que hacen los analistas, viene condicionada por el hecho de que los datos de renta son más fácilmente disponibles que los de consumo» (CHURCH *et al.,* 2000, página 6). Ruiz Castillo ha defendido el empleo de datos de consumo sobre los de renta. También, entre otros, OSBERG y SHARPE (2000).

(7) A lo largo del tiempo, en las sociedades desarrolladas tiende a disminuir el tamaño de las familias, y por tanto la importancia de las economías de escala. La escala de equivalencia más utilizada en los estudios realizados con datos LIS es la que se expresa como la raíz cuadrada del tamaño familiar. Sobre este tema, véase AYALA *et al.* (1998).

(8) Seguimos la terminología de LAMBERT (1993). Otros autores, como COWELL (1999), se refieren a formas reducidas de funciones de bienestar.

(9) Por ejemplo, DUTTA y ESTEBAN (1992), y LAMBERT (1993).

(10) En un artículo de 1975, Kondor muestra que entre cuatro índices de desigualdad investigados (varianza de la renta, varianza del logaritmo de la renta, Gini y Schutz) sólo el índice de Gini cumple todas las condiciones cuando W (*x*) se ajusta a las restricciones de simetría, crecimiento y aprobación de las transferencias.

(11) Excepto el criterio de descomponibilidad, que no resulta esencial en el tipo de análisis que nos proponemos. En estudios en los cuales la descomponibilidad sea importante, suelen preferirse los índices basados en las medidas de Theil, que son aditivamente descomponibles por subgrupos de población.

(12) Hay que advertir sin embargo que, pese a dicho esfuerzo de homogeneización, en ocasiones se presentan algunos problemas con la información contenida en la base de datos LIS. Para resolverlos, es necesario conocer el contenido y la metodología de cada fuente.

(13) Es el que se emplea en diversos trabajos de comparación internacional como ATKINSON *et al.* (1995) o GOTTSCHALK y SMEEDING (1997). Con todo, se trata de una decisión cuestionable y polémica. ¿Tiene sentido aplicar la misma escala en todos los países analizados? Por otra parte, esta escala, a diferencia de otras, no toma en consideración las diferentes necesidades de hogares con igual tamaño pero distinta composición. Véase también la nota 7 *supra*.

(14) En SMEEDING *et al.* (2000: 30), se examina el problema de las paridades de poder de compra en las comparaciones internacionales de la distribución de la renta. Ver tambien el Informe del Grupo de Camberra, EXPERT GROUP (2001).

(15) Las razones de tal tendencia, como ponen de manifiesto diversos trabajos, son el aumento de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo y el menor peso de las políticas de ingresos y gastos públicos en esos países. Ver, por ejemplo, GOTTSCHALK y SMEEDING (1997).

(16) El empeoramiento de la distribución de la renta en Alemania debe vincularse, al menos en parte, al proceso de reunificación de dos áreas con importantes diferencias económicas.

(17) La transformación de la renta monetaria en real se ha hecho aplicando el deflactor del gasto de consumo de las series de la OCDE.

(18) Hemos estudiado las relaciones entre distribución y desempleo en RUIZ-HUERTA *et al.* (1999).

(19) Cuando el dato de algún país se refiere a otro año, hemos utilizado distribuciones simuladas. En cuanto a los índices de desigualdad, hemos aplicado los cambios anuales medios obtenidos en el último período disponible.Para la renta equivalente media, asumimos la misma tasa de crecimiento que la observada en la renta per cápita disponible por los hogares (datos de OCDE).

BIBLIOGRAFÍA

ATKINSON, A. B. (1970), «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.

ATKINSON, A. B.; SMEEDING, T, y RAINWATER, L. (1995), *Income distribution in OECD countries, Social Policy Studies*, n.º 18, París: OCDE.

ATKINSON, A. B.; BRANDOLINI, A., VAN DER LAAN, P. y SMEEDING, T. (2000), «Producing time series data for income distribution: Sources, methods, and techniques». Documento presentado en la *26ª Conferencia de la IARIW*, Cracovia, Polonia.

AYALA, L.; MARTÍNEZ, R., y RUIZ-HUERTA, J. (1998), «Las escalas de equivalencia en las políticas fiscales». Documento presentado en el *6º Encuentro de Economía Pública*, Oviedo.

AYALA, L.; RUIZ-HUERTA, J., y MARTÍNEZ, R. (2000), «Inequality, growth and welfare: An internacional comparison». Documento presentado en la 26ª Conferencia de la IARIW. Cracovia, Polonia.

BUHMANN, B.; RAINWATER, L., SCHMAUS, G., y SMEEDING, T. (1988), «Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database», *Review of Income and Wealth*, 34, 115-42.

COWELL, F. (1999), «Measurement of inequality», en ATKINSON, A. B. y BOURGUIGNON, F. (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Amsterdam, North-Holland.

COWELL, F.; LITCHFIELD, J. A., y MERCADER-PRATS, M. (1999), «Income inequality comparisons with dirty data: the UK and Spain during the eighties», Mimeo.

CHURCH, J.; EVERAERS, P.; MCDONALD, M.; PIETSCH, L., y WEINBERG, D. (2000), «Overview of the proposed standards for income distribution statistics». Documento presentado en la *26ª Conferencia de la IARIW*, Cracovia, Polonia.

DUTTA, B., y ESTEBAN, J., (1992), «Social welfare and equality», *Social Choice and Welfare*, 9, 267-276.

EXPERT GROUP ON HOUSE HOLD INCOME STATISTIC. CAMBERRA GROUP (2001), *Final Report and Recomendations*, Otawa.

GOTTSCHALK, P., y SMEEDING, T. (1997), «Empirical evidence on income inequality in industralized countries», *LIS Working Papers*, n.º 154.

GRÜN, C., y KLASEN, S. (2000), «Growth, income distribution and wellbeing: Comparisons across space and time». Documento presentado en la *26ª Conferencia de la IARIW*, Cracovia, Polonia.

KELLEY, A. C. (1991), «The human development index: Handle with care», *Population and Development Review,* 17 (2), 315-324.

LAMBERT, P. (1993), *The distribution and redistribution of income. A mathematical analysis*, Manchester, Manchester University Press. La traducción, de 1996, fue editada por el Instituto de Estudios Fiscales.

MARTÍNEZ, R.; RUIZ-HUERTA, J., y AYALA, L. (1998), «Desigualdad y pobreza en la OCDE: una comparación de diez países», *Ekonomiaz*, 40, 43-67.

PNUD (1996), *Informe sobre desarrollo humano,* Madrid, Mundi-Prensa.

OSBERG, L., y SHARPE, A. (2000), «Estimates of an index of economic well-being for OECD countries». Documento presentado en la *26ª Conferencia de la IARIW*, Cracovia, Polonia.

RAVAILLON, M. (1996), «Good and bad growth: The human development reports», *World Development,* 25, 631-638.

RUIZ-CASTILLO, J. (1995a), «Income distribution and social welfare: A review essay», *Investigaciones Económicas*, XIX (1), 3-34.

RUIZ-HUERTA, J.; AYALA, L.; MARTÍNEZ, R.; SASTRE, M., y VAQUERO, A. (1999), «Distribución de la renta y mercado de trabajo en la OCDE», en AA.VV., *Políticas de bienestar y desempleo*, Madrid, Fundación Argentaria-Visor.

SIMONS, H. C. (1965), *Personal income taxation: The definition of income as a problem of fiscal policy*, Chicago, The University of Chicago Press.

SLESNICK, D. T. (1998), «Empirical approaches to the measurement of welfare», *Journal of Economic Literature*, v. XXXVI, 2108-2165.

SMEEDING, T.; WARD, M.; CASTLES, I., y HAEDUCK, L. (2000), «Making croos-country comparisons of income distributions», Documento presentado en la *26ª Conferencia de la IARIW*, Cracovia, Polonia.

SRINIVASAN, T. N. (1994), «Human development: A new paradigm or reinvention of the wheel?», *American Economic Review,* 84.

Resumen

En el trabajo se incluyen una serie de consideraciones sobre los problemas que se presentan a la hora de efectuar comparaciones internacionales de bienestar y se ofrece una aplicación empírica a través del empleo de funciones abreviadas de bienestar social, que incluyen indicadores de crecimiento del nivel de vida y de desigualdad, a partir de la información contenida en la base de datos LIS.

Palabras clave: bienestar, distribución de la renta, desigualdad, nivel de vida, crecimiento.

Abstract

This study includes a series of considerations regarding the problems that arise when it comes to making international comparisons of welfare and we offer an empirical application through the use of abbreviated functions of social welfare, which include indicators of a rise both in standard of living and inequality, on the basis of information contained in the LIS data base.

Key words: welfare, income distribution, inequality, standard of living, rise.

JEL classification: D31, D63.

II. DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y DE LA RIQUEZA EN ESPAÑA

LA DISTRIBUCIÓN FUNCIONAL DE LA RENTA EN ESPAÑA: UNA VISIÓN MACROECONÓMICA

Ángel LABORDA PERALTA

I. INTRODUCCIÓN

DESDE los comienzos mismos de la ciencia económica, la distribución de la renta ha sido uno de los temas centrales de estudio, si bien con desigual atención. Interés prioritario recibió por parte de los economistas clásicos, especialmente por parte de Ricardo, para quien la economía política no debería orientarse, como pensaban Smith o Malthus, a investigar la naturaleza y causas de la riqueza, sino a la «investigación sobre las leyes que determinan la distribución del producto de un sector entre las clases que participan en su formación» (Sraffa, 1952). Esta preocupación fue, como se sabe, el punto central de la teoría de Marx, el último de los grandes clásicos. Con el paso de los tiempos, la distribución de la renta devino en un tema secundario o derivado, como ocurre entre los marginalistas, quienes trasladan su análisis central al estudio de la determinación de los precios. La distribución de la renta sería, en su esquema, un reflejo de la retribución (precio) de los factores productivos, determinada por la aportación de cada factor a la formación del producto. Esta pérdida de interés en el tema llega a su máxima expresión con algunas escuelas significativas del siglo veinte. M. Friedman escribe al respecto: «Debo decir que se me hace difícil entender por qué alguien puede estar interesado en el valor concreto del porcentaje de la renta agregada que va a salarios» (McCord Wright, 1966). No obstante, la disponibilidad de datos estadísticos, el avance de la economía aplicada y el interés que suscita el tema en el ámbito sociopolítico han hecho que el tema de la distribución vuelva a ocupar un lugar destacado de la investigación económica.

La visión que, a nivel social y político, se tiene hoy de la distribución de la renta sigue anclada en buena medida en los principios conceptuales de los clásicos, sin duda por la influencia de las ideas marxistas entre los pensadores de la izquierda. Dos ideas destacan a este respecto. La primera es la división que los clásicos establecen entre los factores productivos. Cada individuo o bien vende su fuerza de trabajo, o bien posee los medios de producción (capital), sin que estas posiciones puedan mezclarse. La segunda idea es que el factor trabajo constituye un todo homogéneo que determina el valor de los bienes producidos (teoría del valor-trabajo). Como se recordará, de la diferencia entre el valor o precio de los productos obtenido por los capitalistas y la parte que éstos destinan a retribuir al trabajo (coste de subsistencia del trabajador) extrae Marx los conceptos de plusvalía y de explotación que los capitalistas ejercen sobre los trabajadores. En este sentido, la distribución funcional de la renta se convierte en el eje de la equidad: cuanto más renta se destine a remunerar al factor trabajo, menos beneficio quedará en manos del capitalista y mayor será la equidad entre las clases.

Ni que decir tiene que este esquema hace tiempo que está superado por la ciencia económica y por los hechos. Centrándonos en estos últimos, podemos observar que los trabajadores son hoy propietarios de los medios de producción y que los capitalistas también trabajan. El caso más típico, y que ha adquirido dimensiones importantes, es el de los profesionales y trabajadores autónomos. Por otro lado, el factor trabajo ha dejado de ser mínimamente homogéneo, observándose una gran desigualdad en las retribuciones de unos trabajadores respecto a otros, cuya explicación ha dado lugar al nacimiento de teorías diversas, entre las que se encuentra, como la más importante, la teoría del capital humano. Por todo ello, la distribución funcional ha dejado de ser el instrumento principal para medir la equidad, dando paso al concepto de distribución personal.

Pero no por ello el estudio de la distribución funcional ha perdido interés. El análisis de los factores que determinan la remuneración de los factores productivos sigue siendo útil para entender los fenómenos de la acumulación, de los flujos ahorro-inversión, de la inversión en capital físico y humano, de la oferta y demanda de empleo, en suma, del crecimiento tanto en el corto como en el largo plazo. Por supuesto, tampoco ha dejado de ser el punto de partida de los estudios sobre la equidad, en cuanto que a este nivel se determina el reparto o asignación de las rentas primarias, o la base para la puesta en marcha y evaluación de gran parte de las políticas de rentas.

En los párrafos anteriores se ha hablado de la distribución de la renta en general o se ha hecho mención a algunos conceptos o ámbitos concretos de la misma. Parece oportuno recordar y definir brevemente en este punto los diversos conceptos de distribución que constituyen el objeto de la economía aplicada.

El primer concepto, ya utilizado en los párrafos anteriores, es el de *distribución funcional*. Como se ha dicho, se trata del viejo concepto clásico, según el cual, los distintos agentes que intervienen en el proceso productivo desempeñan distintas funciones. Unos intervienen activamente (trabajadores por cuenta ajena, profesionales o autónomos), y otros, pasivamente (poseedores de la tierra o del capital). Con el mismo significado, y quizá con más propiedad, puede utilizarse también la denominación de *distribución factorial*, en cuanto hace referencia a cómo se reparte la renta entre los factores productivos. Tradicionalmente, estos factores eran la tierra, el trabajo y el capital, pero la ciencia económica ha ido encontrando otros. El concepto de tierra se ha ampliado, incluyéndose el de la propiedad de las materias primas y, en general, los recursos naturales. El capital se ha desdoblado en capital físico y capital humano, y se ha disgregado de él el factor empresarial, cuyo rasgo distintivo ya no es la posesión de los medios de producción, sino la gestión del riesgo asociado a la actividad emprendedora; su retribución sería el beneficio en sentido estricto. Por su parte, dentro del trabajo hay que distinguir el trabajo por cuenta ajena y por cuenta propia, concentrándose en este último rentas atribuibles a los factores trabajo, capital y empresarial, lo que se conoce como rentas mixtas. Sin embargo, a efectos estadísticos, es difícil encontrar información desagregada sobre todos estos conceptos retributivos, reduciéndose en la práctica a tres: remuneración de los asalariados, rentas de la propiedad y del capital (excedente bruto o neto de explotación) y rentas mixtas.

Generalmente, cuando se habla hoy de distribución de la renta se está pensando en la *distribución personal*. Como su nombre indica, se refiere a la distribución entre las personas (familias) que forman una sociedad. El paso de la distribución factorial a la personal no es mecánico, pues, como se ha indicado, en una misma persona pueden confluir, y de hecho confluyen, retribuciones en concepto de factores productivos diversos, a lo que se añaden las transferencias recibidas (pagadas) de las administraciones públicas (AA.PP. en adelante) o de las empresas en el segundo nivel distributivo, el de la distribución secundaria de la renta.

Aunque el paso entre distribución factorial y personal no es mecánico, existe a nivel conceptual y estadístico otro concepto, el de la *distribución institucional*, que ayuda a enlazar los dos primeros. La contabilidad nacional (CN en adelante) desagrega las actividades de producción, gasto y distribución en sectores institucionales: familias, empresas (financieras y no financieras) y AA.PP. (estatal, autonómica, local y seguridad social). La distribución institucional se interesa por las rentas percibidas por cada uno de estos sectores institucionales según el factor productivo que las genera.

Otro tipo de desglose de la CN es el de las ramas o sectores productivos, que da lugar a la *distribución sectorial*. El número de ramas ha ido variando en las distintas bases y metodologías de la CN según las clasificaciones nacionales de actividad económica (CNAE) en vigor, pero a nivel agregado siempre ha permanecido la clásica división entre sector agropesquero, energía y agua, industria manufacturera (productos industriales), construcción e ingeniería, servicios de mercado (destinados a la venta, en la denominación anterior al SEC-95) y servicios de no mercado (no destinados a la venta). Para cada una de las ramas, la CN ofrece datos sobre la distribución factorial de la renta, por lo que pueden cruzarse el análisis sectorial y el factorial, aunque este último con un nivel mucho menos desagregado que para el conjunto de la economía.

Por último, el análisis de la distribución de la renta puede hacerse también bajo una óptica espacial, lo que da lugar a la *distribución territorial*, es decir, a cómo se reparte la renta generada por un economía nacional entre los diferentes territorios en sus distintos niveles. Generalmente, el nivel típico de análisis es el regional (autonómico en España), pero caben también otros, como el comarcal, el municipal o el de regiones naturales no coincidentes con la división político-administrativa. Aunque estos análisis también tienen entre sus objetivos el de la equidad o solidaridad interterritorial, suelen estar más orientados a explicar las causas de por qué el fenómeno del desarrollo no se produce de forma homogénea entre los territorios que conforman mercados y economías únicos, así como las condiciones y las políticas necesarias para que se produzca la convergencia en niveles de renta y bienestar entre los mismos.

El presente trabajo se centra en la distribución funcional o factorial de la renta. Sin duda, éste es un tema ampliamente analizado en la literatura

económica española. La aportación que quiere hacerse aquí es, fundamentalmente, la de actualizar el análisis con los últimos datos disponibles, que en muchos aspectos han sufrido modificaciones importantes tras el cambio de base de la Contabilidad Nacional de España (CNE) y la implantación del SEC-95. Tras la exposición de algunas cuestiones de interés metodológico y estadístico en el capítulo segundo, se analiza en el tercero el nivel y la evolución temporal de la participación de los salarios y del excedente en el PIB, comparándolos con los de las dos grandes áreas económicas del mundo occidental; la UE y EE.UU. En el capítulo cuarto se presentan la conclusiones.

II. CONCEPTOS, MÉTODOS Y FUENTES ESTADÍSTICAS

1. Algunos conceptos y métodos

El desarrollo de la CN tras la segunda guerra mundial ha posibilitado los estudios y la contrastación de las teorías sobre la distribución funcional. Sin embargo, la información que ofrece la CN es, generalmente, demasiado agregada para analizar con detalle la retribución y el papel de los distintos factores en juego. En algunas ocasiones, para aislar alguno de estos factores es necesario hacer supuestos más o menos discutibles, por lo que las conclusiones a las que se llega deben tomarse siempre con cautela. A continuación, se exponen brevemente los conceptos de rentas utilizados, algunos métodos para solucionar lagunas de información o aislar factores que distorsionan la evolución temporal y la comparación internacional de las distintas rentas, y las fuentes estadísticas disponibles en España.

Como se ha apuntado anteriormente, a nivel macroeconómico los análisis agregan en la práctica todos los tipos de rentas en dos grandes categorías: rentas del trabajo y rentas del capital. La suma de ellas constituye el PIB a coste de los factores (PIBcf), variable de referencia en los estudios sobre distribución funcional, si bien algunos de ellos deducen el consumo de capital fijo y toman como agregado a distribuir el producto interior neto a coste de los factores (PINcf). La CN, a partir del SEC-95, ofrece datos sobre tres tipos de rentas: remuneración de los asalariados, excedente bruto de explotación y rentas mixtas (rentas del trabajo y del capital de los autónomos y empresarios individuales). Uno de los primeros problemas que surgen es, pues, la forma de asignar las partes correspondientes de estas rentas mixtas al trabajo y al capital (problema que no aparece como nuevo en el SEC-95, pues ya se planteaba en las anteriores metodologías contables, donde las rentas mixtas estaban incluidas en el excedente).

La *remuneración de los asalariados* (*RA*) equivale al coste laboral total que supone para las empresas la utilización del factor trabajo. Comprende:

- Sueldos y salarios brutos de los asalariados antes de impuestos. Incluyen los sueldos y salarios netos de cotizaciones sociales y las cotizaciones sociales pagadas por el trabajador de forma obligatoria a instituciones de previsión social, con las que adquieren derechos a prestaciones.

- Cotizaciones sociales efectivas (reales) a cargo de los empleadores, de la misma naturaleza y con los mismos fines que las pagadas por los trabajadores.

- Cotizaciones sociales imputadas (ficticias antes del SEC-95). Son la contrapartida a las prestaciones sociales pagadas directamente por los empleadores. En España, las partidas más importantes que la CN incluye en este concepto son las prestaciones pagadas por las AA.PP. a los funcionarios acogidos al sistema de clases pasivas (no a los que cotizan a alguno de los regímenes de la seguridad social) y las prestaciones directas de las empresas, entre las que se encuentran las indemnizaciones por despido.

La remuneración de los asalariados, como el resto de rentas, puede utilizarse en dos conceptos: interior o nacional. El primero incluye las retribuciones pagadas por los empresarios residentes a asalariados residentes y no residentes, y la segunda, los retribuciones hechas por empresarios residentes y no residentes a asalariados residentes. La diferencia entre ambas, de escasa cuantía en la mayoría de países, constituye las remuneraciones netas del exterior. En el análisis de la distribución funcional se usa el concepto interior. La CN ofrece datos para todos los componentes de la remuneración de los asalariados citados a nivel de la economía nacional, y sólo del total para los sectores productivos. Otras limitaciones son que no separa los tradicionales conceptos de sueldos (*salaries*) y salarios (*wages*), ni ofrece datos sobre los componentes de los sueldos y salarios brutos (parte fija, variable, etc.) o por categorías profesionales.

Las rentas del capital han venido asimilándose hasta el SEC-95 al *excedente bruto de explotación*

(*EBE*). Dado que éste es igual al PIBcf menos *RA*, en la práctica se estaba incluyendo en él la totalidad de las rentas mixtas, gran parte de las cuales son rentas del trabajo. Así pues, hasta el SEC-95 el excedente bruto de explotación incluía:

- Consumo de capital fijo o amortización del capital (*CKF*). Al restar este concepto, se obtiene el *excedente neto de explotación* (*ENE*).

- Las rentas de la propiedad y de la empresa, formadas por los intereses efectivos, intereses imputados derivados del pago de seguros (rentas de la propiedad atribuidas a los asegurados en SEC-95), rentas de la tierra y activos inmateriales, y dividendos y otras rentas distribuidas por las sociedades.

- Los beneficios antes de impuestos no distribuidos.

- Las rentas mixtas brutas.

Hay que hacer notar que la CN no desglosa a nivel agregado de la economía nacional todos estos componentes del excedente, sino que aparecen sin consolidar como recursos y empleos de los sectores institucionales, por lo que no es posible hacer un estudio detallado de la composición del excedente y su evolución temporal para el conjunto de la economía. Otra advertencia a señalar es que el consumo de capital fijo ha sido en la CN de España una estimación que, según los especialistas y los propios contables, dista mucho de ser fiable. Así, como luego veremos, esta partida apenas ha sufrido cambios importantes, como porcentaje del PIB, en los últimos casi cincuenta años, lo que es discutible teniendo en cuenta el mayor grado de capitalización que cabe suponer a una economía más desarrollada. De hecho, ni siquiera la CN publica el *stock* de capital sobre el que calcular la amortización. Por ello, las diferencias en los resultados sobre retribución del capital que se obtengan en términos brutos y netos deben tomarse con cautela.

Al analizar la evolución de la participación de la remuneración de los asalariados y del excedente en el PIBcf, tal como son calculados por la CN, lo primero que hay que tener en cuenta es que la misma puede variar a lo largo del tiempo o diferir entre países no sólo porque varíen los salarios, sino porque se produzcan cambios en la estructura productiva o en la relación entre trabajadores asalariados y el total del empleo, es decir, en la *tasa de asalarización* (*TA*), como ya señaló Kuznets (1955) en los años cincuenta. Kravis (1962) propuso varios métodos para solventar este problema, de los que dos han sido los más utilizados.

El primero consiste en calcular la remuneración del trabajo de los autónomos y empresarios individuales aplicándoles el salario medio de los asalariados para el conjunto de la economía. De esta forma, pueden segregarse las rentas mixtas y atribuir al trabajo y al capital su parte correspondiente. Este sistema fue utilizado por la Comisión Económica para Europa de la ONU en su famoso trabajo de 1967. Lo más discutible de este método es que a los no asalariados se les pueda atribuir el mismo salario que a un asalariado medio a lo largo de los años. La tasa de asalarización crece conforme las economías se desarrollan, pues gran cantidad de personas abandonan sus autoempleos de baja productividad, generalmente en el sector agrario, para emplearse como asalariados en otros de superior productividad. Es de suponer que si estas personas percibieran rentas equivalentes a los asalariados, no cambiarían sus ocupaciones ni su situación profesional. Unos sencillos cálculos, aplicando este método para el sector agrario español, llevan a estimar las rentas del trabajo del sector en el año 2000 en 4.006 millardos de pesetas, lo que implicaría que el excedente bruto de explotación habría sido negativo por 697 millardos, ya que el valor añadido bruto (VAB) ascendió a 3.309 millardos. Lo contrario puede suceder en aquellas ramas productivas (servicios generalmente) en las que los no asalariados son mayoritariamente autónomos profesionales con estudios universitarios, cuyas rentas del trabajo superan a las de un asalariado medio. Estos problemas se reducen si las estimaciones se hacen al nivel más desagregado posible, aplicando a los no asalariados no el salario medio del conjunto de la economía, sino el de su propia rama, pero no desaparecen nunca.

Otra solución propuesta por Kravis es calcular la remuneración de los asalariados suponiendo que la tasa de asalarización se mantiene constante a lo largo de los años, o entre diferentes países, a un nivel arbitrario que puede ser el de un año (país) base. Este procedimiento sufre muchos de los problemas del anterior, aunque puede solventar alguno, como que el excedente resultante sea negativo. En todo caso, el sistema sigue sin ser útil para ver qué parte de la renta se adjudica al trabajo o al capital, pues ello dependerá de cuál sea el valor constante que le demos a la tasa de asalarización. Su única finalidad es analizar la evolución temporal o espacial del reparto aislando el fenómeno de los cambios en dicha tasa.

En realidad, el primer método es un caso particular del segundo, donde el valor que se le asigna a la tasa de asalarización es 100, es decir, se supone que todos los ocupados son asalariados. En este caso, la participación de la remuneración de los asalariados equivale al coste laboral por unidad producida (*CLU*) obtenido mediante la relación entre el salario per cápita y la productividad por ocupado. En efecto, si hacemos la remuneración de los asalariados (*RA*) igual al salario per cápita (*w*) multiplicado por el número de asalariados (*A*) y el *PIB* igual a la productividad por ocupado (*p*) multiplicada por el total de ocupados (*N*), la participación de la remuneración de los asalariados en el *PIB* (*PA*) será:

$$PA = \frac{RA}{PIB} = \frac{w}{p} * \frac{A}{N}, \text{ donde } \frac{w}{p} = CLU \text{ y } \frac{A}{N} = \text{tasa de asalarización } (TA)$$

Esta sencilla fórmula permite ver algunas ideas interesantes. En primer lugar, se ve claramente cómo la participación de la masa salarial en el PIB depende no sólo de la evolución del salario per cápita, sino también de la productividad del factor trabajo y de la tasa de asalarización. En segundo lugar, que si ésta última no cambia, la *PA* aumenta cuando el salario per cápita crece por encima de la productividad. Por último, la fórmula permite calcular diversas *PA* corregidas con el fin de aislar los cambios de *TA*. Una de ellas, bastante extendida, es obtener una *PA'* para un período *t* utilizando la *TA* de ese período y manteniendo constante *w/p* al nivel del período base 0:

$$PA'_t = (w_0 / p_0) * (TA_1 / TA_0)$$

Las diferencias entre PA'_t y PA_t constituyen un indicador de los cambios en la participación de los salarios en el PIB al margen de los cambios en *TA*. En la medida que $PA'_t > PA_t$, habrá disminuido la participación de los salarios, y *viceversa*. En realidad, a las mismas conclusiones se llega analizando simplemente la evolución de los *CLU* (*w/p*).

2. Fuentes estadísticas

Las fuentes estadísticas para estudiar la distribución funcional de la renta en España, como en cualquier otro país europeo, son bastante variadas, pero en ocasiones presentan problemas que hacen difícil su utilización y restan fiabilidad a los resultados de los análisis. Unas veces falla la comparabilidad; otras, no se dispone de suficiente dimensión temporal o, cuando ésta existe, el investigador se enfrenta a sucesivos cambios de bases y metodologías, que requieren enlaces no siempre suficientemente bien resueltos. Éstos son problemas que sólo el tiempo y la mejora de la calidad de las estadísticas irán solucionando, permitiendo el avance de la economía aplicada y, con él, una mejor comprensión de los fenómenos económicos y una mejor base para el desarrollo y puesta en marcha de las políticas económicas. A continuación se exponen brevemente las estadísticas más importantes disponibles en este ámbito y sus características más significativas a tener en cuenta.

La primera fuente, a nivel agregado, es la *Contabilidad Nacional de España* (CNE) del Instituto Nacional de Estadística (INE), de periodicidad anual. Se inicia con la CNE-70, siguiendo el Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas (SEC), siendo el primer año de estimación el de 1964. En 1980 y 1985-86 se llevan a cabo cambios de base y se introducen mejoras metodológicas y estadísticas para incorporar los cambios periódicos en el SEC y las nuevas fuentes estadísticas disponibles. El último gran cambio se ha producido en 1995, al sustituir el SEC-79 por el nuevo SEC-95, que supone, en muchos aspectos, rupturas con las series anteriores difíciles de salvar. Uno de ellos es que cuando se trabaja a nivel de sectores productivos, ya no se dispone del VAB al costes de los factores, sino a precios básicos, lo que en el caso de las ramas primarias y energéticas crea problemas de enlace de difícil solución. La CNE ofrece datos sobre la renta nacional, su distribución entre remuneración de los asalariados (desglosada en los distintos componentes anteriormente señalados) y excedente bruto de explotación, impuestos y subvenciones. Todas estas rúbricas se ofrecen por sectores institucionales y, a un menor nivel de desagregación, por sectores productivos. Comprende todo el territorio y economía nacionales. Desde 1995 la *Contabilidad Nacional Trimestral* (CNTR) también ofrece datos trimestralmente sobre empleo y remuneración de los asalariados para toda la economía y para los seis grandes sectores productivos. A nivel territorial, la *Contabilidad Regional de España* (CRE) ofrece datos por comunidades autónomas desde 1980 sobre la remuneración de los asalariados y el excedente de explotación para los grandes sectores productivos. Los principales problemas o insuficiencias que plantea la información de la CNE en el ámbito de las rentas son los cambios de base, que el INE no resuelve con los pertinentes enlaces; la escasa desagregación de las rentas del trabajo y del capital, y la no desagregación de las rentas mixtas (antes

del SEC-95, incluso estas rentas no venían separadas del excedente de explotación).

Una fuente de características similares a la CNE es la *Renta nacional de España y su distribución provincial*, publicada con carácter bianual por el Servicio de Estudios del Banco de Bilbao, hoy integrado en el Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA). La serie se inicia en 1955 y estima la renta nacional o producto nacional neto al coste de los factores y su distribución factorial a nivel provincial. Una ventaja respecto a la CNE, hasta la implantación del SEC-95, es que en estas estimaciones se desglosan las rentas mixtas, distinguiendo entre rentas de los agricultores, de los profesionales liberales y las de los empresarios individuales y autónomos. El problema principal es que no siempre siguen los criterios del SEC y las magnitudes resultantes no coinciden con las de la Contabilidad Nacional o Regional de España.

Otras fuentes que permiten el estudio de las remuneraciones de los factores productivos a nivel de toda la economía son las de origen fiscal, publicadas por el Instituto de Estudios Fiscales con periodicidad anual. En este ámbito hay que señalar *Las cuentas de las sociedades en las fuentes tributarias*, en las que puede encontrarse una rica información procedente de unas 340.000 empresas de todos los sectores productivos sobre el valor añadido, gastos de personal, resultado bruto de explotación, empleo, productividad del trabajo y del capital y rentabilidad económica. *Las empresas españolas en las fuentes tributarias* proporciona información censal de más de dos millones de empresas sobre sueldos y salarios, empleo asalariado y ventas. Por último, hay que citar *Empleo, salarios y pensiones en las fuentes tributarias*, cuya base son las declaraciones de las empresas sobre retenciones por rentas del trabajo, incluidas pensiones y pagos a profesionales. Las principales limitaciones de todas estas fuentes son que no incluyen al País Vasco y a Navarra, que no miden directamente el *stock* o nivel medio de trabajadores en el año (la base de la información es el número de personas a las que se les ha practicado una retención a lo largo del año, independientemente de las veces que dichas personas hayan rotado en distintos puestos de trabajo) y, sobre todo, que las series son cortas (empiezan en 1989-91) y no han vuelto a publicarse desde 1995-96. Realmente, es una pena que no se explote y se haga pública la inmensa y rica información que puede obtenerse de las fuentes fiscales, tal como viene haciéndose en otros países desde hace muchos años.

Un tercer grupo de fuentes estadísticas más específicamente enfocado al estudio de las rentas salariales comprende:

— La *Encuesta de salarios en la industria y los servicios*, del INE. Se inicia en 1981 con periodicidad trimestral y sufre una profunda revisión en 1989, lo que plantea problemas de enlace. La base son los centros de cotización a la seguridad social de más de cinco trabajadores. Investiga la ganancia media por hora y por trabajador al mes (sueldos y salarios brutos de carácter ordinario y extraordinario), el número de trabajadores y las horas pactadas y efectivamente trabajadas. La información se refiere a 45 ramas de la industria, la construcción y los servicios, excluyendo las AA.PP. Una limitación es que no ofrece datos por categorías profesionales, sino sólo para dos grandes grupos genéricos: obreros y empleados.

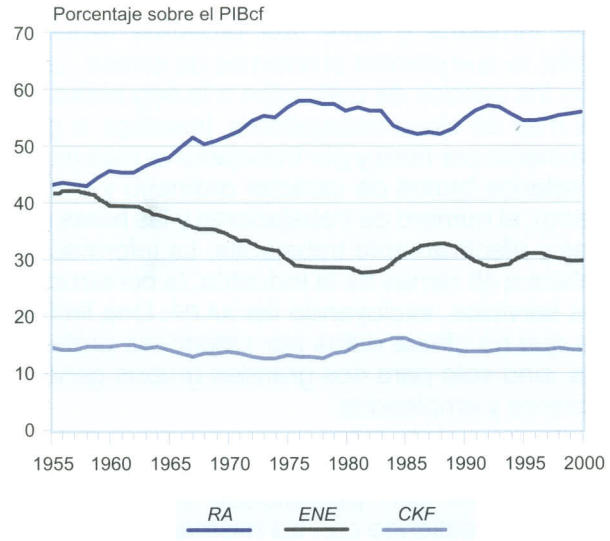
— La *Encuesta de coste laboral*, del INE. Viene realizándose con periodicidad cuatrienal desde 1988, coincidiendo con las mismas encuestas que se hacen en los países de la UE, por lo que sus datos son perfectamente comparables. Es la encuesta estructural complementaria a la *Encuesta de salarios* y también excluye al sector público y al sector agrario. Los conceptos investigados son mucho más numerosos: coste laboral total, sueldos y salarios, categorías profesionales, sectores, sexo, tipo de contrato, etcétera.

— *Estadística de convenios colectivos*, del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Es de periodicidad mensual y está disponible desde 1977. Recoge información de entre 4.000 y 5.000 convenios registrados todos los años sobre los aumentos (no niveles) salariales pactados y número de trabajadores acogidos en todos los sectores productivos.

— *Negociación colectiva en las grandes empresas*. Encuesta anual a unas 600 grandes empresas realizada por la antigua Dirección General de Política Económica de Ministerio de Economía desde 1978, que se interrumpió en 1996. Proporcionaba una rica información sobre la estructura de la masa salarial por categorías profesionales, costes del despido y personal excluido de convenio, aunque presentaba problemas de representatividad para el conjunto de la economía.

— *Salarios agrarios*, del Ministerio de Agricultura, de periodicidad anual desde 1950. Proporciona datos sobre las rentas agrarias (remuneración de los asalariados y excedente neto de explotación).

GRÁFICO 1
DISTRIBUCIÓN FUNCIONAL DE LA RENTA EN ESPAÑA



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA del INE.

Desde 1976 este mismo ministerio publica un *Índice de Salarios Agrarios* de periodicidad mensual.

Por último, cabe citar dos fuentes enfocadas al estudio del sector industrial y una tercera que, aunque también ofrece datos para los sectores de la construcción y los servicios, sólo puede considerarse representativa para las grandes empresas industriales:

— *Encuesta industrial*, del INE. Se inicia en 1978 con periodicidad anual. Investiga, para 90 sectores industriales, el valor añadido, los sueldos y salarios, otros costes de personal y el empleo. Sus limitaciones principales son que no ofrece datos sobre *stock* de capital y sobre cualificaciones de los trabajadores.

— *Encuesta sobre estrategias empresariales*, del antiguo Ministerio de Industria (hoy Ministerio de Ciencia y Tecnología). Se inicia en 1990 con periodicidad anual. Está centrada en las empresas del sector manufacturero y ofrece una rica información sobre todas las variables relevantes para las estrategias empresariales (empleo por tipos, valor añadido, costes laborales desagregados, cualificaciones, etcétera).

— *Central de Balances*, Banco de España. Se inicia en 1982 con la información aportada voluntariamente por unas 2.000 empresas de todos los sectores, cifra que en la actualidad ronda las 8.000. Ofrece una rica información procedente de los balances y cuentas de resultados de las empresas, incluyendo datos de empleo. Su principal problema es que la muestra no es aleatoria y presenta falta de representatividad en los sectores de la agricultura, servicios distintos al transporte, construcción e industrias manufactureras tradicionales; en general, en todos aquellos sectores donde es más importante la pequeña y mediana empresa. La periodicidad es anual, pero también se ofrecen datos trimestrales con una muestra mucho más pequeña y, por tanto, con más problemas de representatividad que la anual.

III. LA DISTRIBUCIÓN FUNCIONAL DE LA RENTA EN ESPAÑA A NIVEL MACROECONÓMICO

Aunque, como en otras muchas áreas de la investigación económica moderna, la atención de los estudiosos de la distribución de la renta se está desviando hacia planteamientos microeconómicos, el enfoque tradicional macroeconómico continúa siendo un buen punto de partida. En el cuadro n.º 1 y el gráfico 1 se presentan los datos básicos de la distribución factorial de la renta en España en la segunda mitad del siglo XX, expresados como el porcentaje del PIBcf que en cada año se atribuye a cada factor productivo (trabajo y capital). Estos datos se han elaborado partiendo de las últimas estimaciones disponibles de la CNE con base en el SEC-95, que para los grandes agregados (PIBcf, empleo asalariado y no asalariado, remuneración de los asalariados y excedente bruto de explotación) cubren el período 1980-2000. Desde 1980 hacia atrás se han realizado los oportunos enlaces, primero con la CNE-70 hasta 1964 y, para los años anteriores, con las series publicadas por Uriel y Moltó (1995). La heterogeneidad de las sucesivas metodologías contables y fuentes estadísticas aplicadas a lo largo de estos años aconsejan tomar los resultados con cautela, lo que no los invalida para obtener una visión suficientemente aproximada. Entre los mayores cambios introducidos en la CNE-95, hay que señalar la notable revisión al alza de las cifras de empleo asalariado, lo que se traduce en un aumento de las remuneraciones que, al ser muy superior al que también se realiza en el PIB, da lugar en 1995 a un salto de 4,4 puntos porcentuales en la participación de estas rentas respecto a la estimación

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA (PIBcf) EN ESPAÑA A NIVEL MACROECONÓMICO
Porcentaje sobre el PIBcf

	REMUNERACIÓN DE LOS ASALARIADOS			*EXCEDENTE BRUTO DE EXPLOTACIÓN*			RA y ENE *a tasa de asalarización constante de 1995*		ENE *ajustado por remun. del trabajo de los no asalariados*
	Total	*Tasa de asalarización*	*Coste laboral unitario*	*Total*	*Consumo de capital fijo*	*Excedente explot. neto*			
	(RA)	*(TA) (a)*	*(CLU) (b)*	*(EBE)*	*(CKF)*	*(ENE)*	*(RA')*	*(ENE')*	*(ENEaj) (c)*
1955	43,4	62,3	69,6	56,6	14,6	42,0	56,6	28,8	15,8
1956	43,6	63,5	68,7	56,4	14,4	42,0	55,8	29,8	17,0
1957	43,3	64,4	67,2	56,7	14,3	42,4	54,6	31,0	18,4
1958	43,1	65,5	65,7	56,9	14,9	42,0	53,4	31,7	19,4
1959	44,4	64,8	68,6	55,6	14,9	40,6	55,7	29,3	16,5
1960	45,8	65,0	70,3	54,2	14,9	39,4	57,2	28,0	14,8
1961	45,3	64,6	70,1	54,7	15,2	39,5	57,0	27,8	14,7
1962	45,4	64,6	70,2	54,6	15,1	39,5	57,0	27,9	14,7
1963	46,7	64,6	72,3	53,3	14,5	38,7	58,8	26,7	13,1
1964	47,4	64,7	73,2	52,6	14,9	37,8	59,5	25,6	11,9
1965	48,1	65,7	73,2	51,9	14,2	37,7	59,5	26,3	12,6
1966	49,9	66,2	75,4	50,1	13,6	36,5	61,3	25,1	11,0
1967	51,5	66,4	77,5	48,5	13,0	35,5	63,0	24,0	9,5
1968	50,5	66,8	75,5	49,5	13,6	35,9	61,4	25,0	10,8
1969	51,1	67,8	75,4	48,9	13,6	35,3	61,2	25,2	11,1
1970	52,0	69,7	74,6	48,0	14,0	34,1	60,6	25,4	11,5
1971	52,8	70,7	74,7	47,2	13,7	33,5	60,7	25,6	11,6
1972	54,7	72,7	75,2	45,3	13,0	32,4	61,1	25,9	11,9
1973	55,5	73,4	75,5	44,5	12,7	31,9	61,4	26,0	11,8
1974	55,2	74,6	74,0	44,8	12,9	31,9	60,1	27,0	13,2
1975	56,8	75,5	75,2	43,2	13,3	30,0	61,1	25,6	11,5
1976	58,0	76,1	76,2	42,0	13,2	28,8	61,9	24,9	10,6
1977	58,0	76,4	75,8	42,0	13,2	28,9	61,6	25,2	11,0
1978	57,5	76,5	75,2	42,5	12,9	29,6	61,1	26,0	11,9
1979	57,5	76,2	75,5	42,5	13,6	28,9	61,3	25,1	11,0
1980	56,4	75,9	74,3	43,6	14,0	29,6	60,4	25,6	11,7
1981	57,1	75,7	75,4	42,9	15,1	27,9	61,2	23,7	9,6
1982	56,2	76,0	73,9	43,8	15,3	28,5	60,1	24,6	10,7
1983	56,3	75,8	74,3	43,7	15,9	27,8	60,3	23,8	9,9
1984	53,7	75,3	71,3	46,3	16,3	30,0	57,9	25,8	12,4
1985	52,8	75,7	69,8	47,2	16,3	30,9	56,7	27,0	13,9
1986	52,3	77,1	67,8	47,7	15,3	32,4	55,1	29,6	16,9
1987	52,4	77,3	67,8	47,6	14,8	32,9	55,1	30,2	17,5
1988	52,3	77,9	67,2	47,7	14,5	33,2	54,6	30,9	18,3
1989	53,1	79,4	66,8	46,9	14,2	32,8	54,3	31,5	19,0
1990	54,9	80,3	68,4	45,1	14,0	31,1	55,6	30,4	17,6
1991	56,3	81,1	69,4	43,7	13,9	29,9	56,4	29,7	16,7
1992	57,3	80,5	71,2	42,7	13,9	28,8	57,9	28,2	14,9
1993	57,0	80,7	70,6	43,0	14,3	28,7	57,4	28,3	15,1
1994	55,6	80,8	68,8	44,4	14,4	30,0	56,0	29,7	16,8
1995	54,7	81,3	67,3	45,3	14,2	31,1	54,7	31,1	18,5
1996	54,6	81,1	67,3	45,4	14,2	31,2	54,7	31,1	18,5
1997	54,9	81,9	67,0	45,1	14,3	30,8	54,5	31,2	18,7
1998	55,4	82,2	67,3	44,6	14,6	30,0	54,7	30,7	18,1
1999	55,8	82,9	67,3	44,2	14,2	30,0	54,7	31,1	18,5
2000	56,1	83,4	67,2	43,9	14,2	29,7	54,6	31,2	18,6

(a) Porcentaje de asalariados sobre el total de ocupados.
(b) Remuneración por asalariado dividida por la productividad por ocupado, por cien.
(c) PIBcf menos *CKF* menos remuneración del trabajo asalariado y no asalariado (obtenido éste multiplicando la remuneración media por asalariado por el total de ocupados). Es igual a 100-*CLU*.
Fuente: Elaboración propia a partir de INE (CNE y EPA) y de Uriel, E. y Moltó, M.L. (CNE enlazada. Series 1954-1993).

de la CNE-86 para ese mismo año. Esta revisión se hace extensiva, en mayor o menor grado, a toda la serie retrospectiva, lo que explica las diferencias entre las estimaciones aquí presentadas y las obtenidas en otros trabajos a partir de la CNE-86.

1. La participación de los salarios

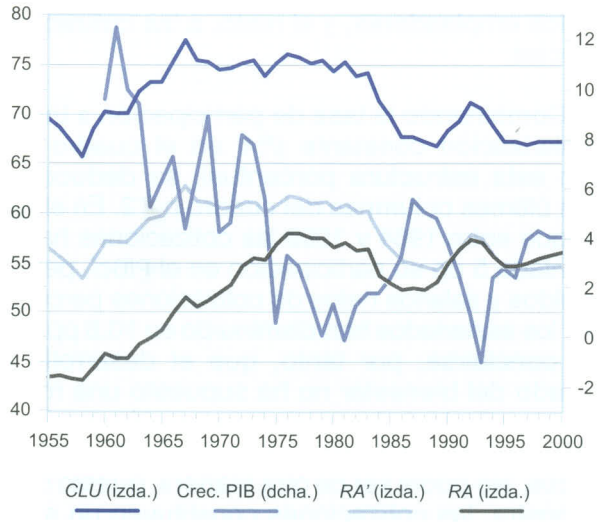
En el cuadro y en el gráfico señalados se observa cómo la porción del PIBcf atribuida a los salarios (*PA*) no deja de aumentar hasta mediados de los setenta, pasando del 43,4 por 100 en 1955 al 58 por 100 en 1976. Posteriormente, la cifra se estabiliza, aunque con una evolución cíclica muy acusada. En el último año, con cifras de avance, la participación se situó en el 56,1 por 100. Sin embargo, como se señaló anteriormente, este aumento de la participación de los salarios no debe interpretarse apresuradamente como una modificación en la distribución de la renta a favor del factor trabajo. En el período considerado, los cambios en las estructuras productivas de la economía española han sido intensos, siendo uno de ellos el rápido avance de la tasa de asalarización, como consecuencia, fundamentalmente, del trasvase de empleo no asalariado en el sector agrario a empleo asalariado en el resto de sectores. En las columnas segunda y tercera del cuadro, se desglosa la participación de la *RA* en sus dos componentes: *TA* y *CLU*.

Del aumento señalado de la participación de *RA* entre 1955 y 1976, las dos terceras partes se deben a los cambios en la *TA*. La *TA* avanza casi 14 puntos porcentuales (pp) en este período, que, como es sabido, se corresponde casi en su totalidad con el fuerte impulso económico que se produce entre el Plan de Estabilización de 1959 y la primera crisis energética. El avance de la *TA* se paraliza con el estancamiento de la economía española en el llamado decenio negro (1975-1984), y recobra de nuevo su tendencia al alza a partir de 1985. En el año 2000, dicha tasa se situó en el 83,4 por 100, 21 pp por encima de 1955. Esta tasa está ya muy cerca de la media de la UE, aunque aún queda unos 10 pp por debajo de la de EE.UU. Nótese que, aunque la tendencia de la *TA* ha sido creciente durante toda la segunda mitad del pasado siglo, presenta un comportamiento procíclico acusado, lo que se explica por las menores oportunidades de encontrar un empleo asalariado en las fases recesivas.

Los *CLU*, tras retroceder en los primeros años de la serie, inician en 1959 una tendencia alcista muy pronunciada hasta 1967. En estos años, la remuneración media por asalariado crece casi dos puntos porcentuales por encima de la productividad del factor trabajo. Tras la caída de 1968, atribuible a la congelación salarial que se decretó aquel año, se estabilizan hasta 1981, y a partir de ese año flexionan a la baja durante los nueve años siguientes, hasta situarse en niveles similares a los de mediados de los años cincuenta. Tras un movimiento cíclico de recuperación en los primeros años de la década de los noventa (coincidiendo con el inicio de la fase recesiva del anterior ciclo del PIB), vuelven a descender en el trienio 1993-95, estabilizándose desde entonces hasta nuestros días. En el cuadro que estamos comentando se ofrece también otro indicador (*RA'*) de la evolución de la *PA*, obtenido como resultado de mantener durante todo el período la tasa de asalarización constante al nivel de 1995 y aplicar al nuevo nivel de asalariados de cada año la remuneración media por asalariado deducida de la CNE. Este indicador nos da un porcentaje de participación obviamente menor que los *CLU*, puesto que, como se señaló en el capítulo anterior, la participación que se deduce de estos últimos correspondería a una tasa de asalarización del 100 por 100. Ahora bien, como es lógico, el perfil temporal de los dos indicadores es el mismo, tal como se refleja en el gráfico 2.

Desde la década de los veinte, pero sobre todo en los años cuarenta y cincuenta, cuando se empezó a disponer de series de datos suficientemente largas, la literatura económica sobre la distribución de la renta se centró en explicar dos fenómenos que se deducían de los datos disponibles. El primero era que, según las estimaciones estadísticas para Gran Bretaña y EE.UU. sobre la participación de los salarios de los trabajadores manuales (sin incluir los sueldos), ésta se mantenía constante, con pequeñas oscilaciones, a lo largo de los años. Keynes (1939) llegó a escribir que «este resultado parece un milagro». Parecían cumplirse, así, los postulados de la teoría marginalista, en cuya función de producción (Cobb-Douglas) intervienen los factores trabajo y capital con una elasticidad de sustitución entre ellos unitaria, en un contexto de mercados que funcionan en competencia perfecta. Ello determina que en el largo plazo el juego de las fuerzas del mercado lleve a una plena utilización del factor trabajo y a una constancia en la participación de sus respectivas remuneraciones en la renta. Si, por alguna causa especial, aumentase la participación de los salarios, los empresarios sustituirían factor trabajo por capital, disminuyendo la participación de los salarios y

GRÁFICO 2
PARTICIPACIÓN DE LA REMUNERACIÓN DE LOS ASALARIADOS EN EL PIBcf, EN PORCENTAJE



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA del INE.

restableciendo el equilibrio. El segundo fenómeno, aparentemente contradictorio con el primero, fue el descubrimiento de que, si bien a largo plazo la participación de las rentas del trabajo se mantenía estable, en el corto plazo mantenía un comportamiento anticíclico. Así se demostraba en los trabajos de Dunlop (1944) para EE.UU. y Müller (1954) para Alemania, relativos al comportamiento de los sueldos y salarios. Creamer (1956) encuentra que tal comportamiento anticíclico proviene de las rentas generadas en los sectores no industriales (financiero, transportes, servicios, sector público), en los que el peso de los sueldos frente a los salarios es mucho mayor que en la industria.

Uno de los economistas que más interés prestó a estos temas, sirviendo de punto de referencia para numerosos estudios posteriores, fue Kalecki, quien en 1938 publicó en *Econometrica* su famoso artículo «The determinants of distribution of the national income». La teoría de la participación de los salarios desarrollada por Kalecki sirve para explicar ambos fenómenos. Según él, en el mundo real los mercados no son perfectamente competitivos y los precios no se determinan según la teoría clásica de la oferta y la demanda, sino que existe un determinado «grado de monopolio». En tales circunstancias, la renta bruta de las empresas viene dada por los salarios de los trabajadores manuales (W) y los costes de las materias primas (M), a los que se añade un porcentaje (k) que cubre los costes fijos (sueldos, costes financieros y amortización del capital) y los beneficios. Por otro lado, él asume que la situación normal de las empresas es la existencia de capacidad productiva sin utilizar, de forma que cambios en la demanda no provocan cambios en los precios, sino cambios en las cantidades producidas. Para producir más, las empresas utilizan más obreros (salarios) y materias primas de forma prácticamente proporcional al *output* (los costes marginales son aquí iguales a los costes unitarios medios). De ello se deriva que la participación de los salarios se mantenga prácticamente estable a lo largo del ciclo. Ahora bien, dado que los costes fijos (entre los que se encuentran los sueldos) se mantienen constantes con independencia del nivel de producción, estos costes tendrán un comportamiento anticíclico, y los beneficios, un comportamiento cíclico. Así, la participación de la suma de sueldos y salarios aumenta en las fases recesivas y disminuye en las expansivas, al contrario de lo que sucede con los beneficios. Un fenómeno puede contrarrestar estos resultados: las empresas tienden a aumentar su grado de monopolio (k) en las depresiones y a disminuirlo en las expansiones. En el largo plazo, la participación de los salarios será una función inversa de k y de los precios relativos de las materias primas respecto a los salarios. Kalecki, aunque no utilizó su teoría para hacer predicciones hacia el futuro, dejó entrever que la participación de los salarios de los trabajadores manuales podría disminuir, dada la tendencia histórica al alza del grado de monopolio y de los costes fijos (sueldos, costes de marketing y de distribución, etc.), si bien en contra de estas tendencias podría actuar el creciente poder de los sindicatos.

Sin duda, los planteamientos de Kalecki pueden ser más o menos discutibles, pero nos sirven de referencia cuando se analiza la evolución de la remuneración de los asalariados en España. Como se ve en el gráfico 2, el comportamiento anticíclico de la participación de los salarios en el PIB es claro, especialmente cuando se calcula a tasa de asalarización constante (RA' o CLU). Ésta aumenta durante la primera mitad de los años sesenta, cuando el ritmo de crecimiento del PIB se desacelera desde las elevadas cotas alcanzadas tras el Plan de Estabilización de 1959. Entre 1968 y 1974, aun con altibajos, el ritmo de crecimiento del PIB es elevado y, sin embargo, se produce una ligera flexión a la baja de la RA'. La recesión provocada por la primera crisis energética se inicia con un

nuevo avance de los salarios, aunque posteriormente éstos retroceden ligeramente conforme la crisis se hace más profunda y duradera. En los últimos veinte años, una vez que la economía española se recupera del fuerte impacto sobre sus estructuras productivas de las crisis energéticas y se dota de un marco institucional similar al del resto de economías de su entorno, el comportamiento anticíclico de la participación salarial se acentúa, coincidiendo casi perfectamente los máximos cíclicos del PIB con los mínimos de la tasa de participación, y *viceversa*.

Al margen de los planteamientos de Kalecki, otros factores ayudan a explicar este comportamiento: la creciente terciarización de la economía y el aumento del peso del empleo en el sector público; los altos costes del despido, que, si no impiden, al menos retardan el momento en que el empleo se ajusta a las caídas o aceleraciones de la producción; la pérdida de poder de negociación de los sindicatos al aumentar el paro en las épocas de recesión, que da paso a una moderación salarial en los primeros años de la posterior recuperación; el deterioro de los beneficios durante las fases recesivas, que endurece la posición de los empresarios y conduce también a menores aumentos salariales en los años posteriores a la recesión; por último, cabe citar las reformas laborales que se llevaron a cabo en 1984, 1994 y 1996, justo en los momentos de inicio de las fases expansivas de los dos últimos ciclos, que provocaron una disminución del coste del trabajo por unidad producida. Muchos de estos factores forman parte de las teorías de la negociación desarrolladas por Bronfenbrenner y otros muchos autores a partir de los años cuarenta.

El concepto de salarios analizado en los párrafos anteriores recoge, como se expuso en el apartado II, todos los costes que para las empresas supone la utilización del factor trabajo, y no sólo los sueldos y salarios que los trabajadores ven reflejados en sus nóminas. Buena parte de dichos costes proceden de la financiación del llamado Estado del bienestar, cuyo desarrollo en España se inicia en los años sesenta, con notable retraso respecto a otros países europeos. Este hecho es importante para explicar la evolución de la participación de los salarios en la renta. En el cuadro número 2 se ofrece la estructura de las remuneraciones de los asalariados desde 1964 a 2000, obtenida al enlazar las sucesivas bases de la CNE. Como puede verse, el peso de las cotizaciones totales se multiplica por dos entre 1964 y mediados de la década de los ochenta, estabilizándose posteriormente en una cifra del orden de la cuarta parte del total de las remuneraciones. De los aproximadamente 13 pp de aumento en el primer período, 4,5 pp corresponden a las cotizaciones a cargo de los trabajadores (prácticamente inexistentes al principio del período), unos 7 pp, a las cotizaciones reales de los empleadores, y el resto, a las cotizaciones ficticias.

Combinando la tasa de participación a tasa de asalarización constante (*RA'* en el cuadro n.º1) con esta estructura porcentual, se deducen las tres últimas columnas del cuadro n.º 2. En ellas se ve que entre 1964 y 1999 las cotizaciones han aumentado 5 pp su participación en el PIBcf, pero los sueldos y salarios netos de cotizaciones percibidos por los asalariados han disminuido en 10,8 pp. Puede concluirse, por tanto, que el desarrollo del Estado del bienestar no ha supuesto una merma del excedente de las empresas, puesto que ha corrido a cargo de las remuneraciones de los asalariados. No podía ser de otra manera, puesto que, a la postre, las cotizaciones constituyen un salario diferido (pensiones). Otra cuestión es si, como consecuencia del encarecimiento del factor trabajo provocado por las cotizaciones, el mantenimiento de la rentabilidad de las empresas ha requerido un desplazamiento del punto de equilibrio entre oferta y demanda de trabajo que ha llevado a una estructura productiva menos intensiva en trabajo. Muchos estudios publicados, sobre todo en la década de los ochenta, concluyen, en efecto, que éste es uno de los factores que explica el fuerte aumento y persistencia del paro en España tras las dos crisis energéticas.

2. El excedente de explotación y la rentabilidad de la economía española

El nivel y la evolución de la participación del *EBE* en el PIBcf, que se recogen en el cuadro n.º 1, son lógicamente los inversos de la *PA*. Restando el *CKF* se obtiene el *ENE*, que mantiene prácticamente la misma tendencia y similar perfil que el *EBE*, dado que el *CKF* no sufre variaciones importantes a lo largo del período. El *ENE* disminuye su participación del 42 por 100 en 1955 al 28,8 por 100 en 1976, manteniéndose posteriormente en torno a esta cifra hasta nuestros días. Estos datos originales cambian, sin embargo, notablemente cuando se corrigen manteniendo constante la tasa de asalarización. Si ésta se hace igual a la de 1995 durante todo el período, el *ENE'* pasa del 28,8 por 100 del PIBcf en 1955 al 31,2 por 100 en 2000. Y si estimamos un *ENE* «puro» (*ENEaj*), es

CUADRO N.º 2

ESTRUCTURA DE LA REMUNERACIÓN DE LOS ASALARIADOS

	PORCENTAJE SOBRE LA REMUNERACIÓN TOTAL DE LOS ASALARIADOS							*PORCENTAJE SOBRE PIBcf a tasa de asalarización cte. de 1995*		
	SUELDOS Y SALARIOS BRUTOS						*Pro memoria:*			
	Sueldos y salarios netos de cotizaciones sociales	*Cotizaciones sociales a cargo del trabajador*	*Total*	*Cotizaciones reales a cargo del empleador*	*Cotizaciones ficticias*	*Total*	*Total cotizaciones sociales*	*Sueldos y salarios netos de cotizaciones sociales*	*Cotizaciones sociales totales*	*Total RA'*
1964	86,9	0,1	87,0	10,8	2,2	100,0	13,1	51,7	7,8	59,5
1965	87,0	0,1	87,1	10,4	2,5	100,0	13,0	51,8	7,7	59,5
1966	87,3	0,2	87,4	9,9	2,6	100,0	12,7	53,5	7,8	61,3
1967	84,1	2,3	86,5	10,4	3,1	100,0	15,9	53,0	10,0	63,0
1968	83,6	2,3	85,9	10,2	3,9	100,0	16,4	51,3	10,1	61,4
1969	83,2	2,3	85,5	10,3	4,2	100,0	16,8	50,9	10,3	61,2
1970	82,9	2,7	85,6	10,4	4,0	100,0	17,1	50,3	10,3	60,6
1971	82,2	2,9	85,0	11,1	3,9	100,0	17,8	49,9	10,8	60,7
1972	82,1	2,9	85,0	11,6	3,4	100,0	17,9	50,2	11,0	61,1
1973	82,1	3,0	85,2	12,0	2,8	100,0	17,9	50,4	11,0	61,4
1974	82,2	2,9	85,1	12,2	2,7	100,0	17,8	49,4	10,7	60,1
1975	80,9	3,1	83,9	13,5	2,6	100,0	19,1	49,4	11,7	61,1
1976	80,1	3,0	83,0	14,4	2,5	100,0	19,9	49,6	12,3	61,9
1977	79,1	3,2	82,3	15,3	2,4	100,0	20,9	48,8	12,8	61,6
1978	78,0	3,3	81,3	16,0	2,7	100,0	22,0	47,7	13,4	61,1
1979	77,2	3,4	80,5	16,6	2,9	100,0	22,8	47,3	14,0	61,3
1980	75,9	3,9	79,8	16,8	3,3	100,0	24,1	45,8	14,6	60,4
1981	75,4	3,9	79,3	17,2	3,5	100,0	24,6	46,2	15,1	61,2
1982	75,1	4,0	79,1	17,3	3,6	100,0	24,9	45,1	15,0	60,1
1983	74,6	4,2	78,8	17,5	3,7	100,0	25,4	45,0	15,3	60,3
1984	74,7	4,5	79,2	17,1	3,8	100,0	25,3	43,3	14,7	57,9
1985	73,9	4,5	78,4	17,5	4,1	100,0	26,1	41,9	14,8	56,7
1986	73,2	4,6	77,7	18,0	4,3	100,0	26,8	40,3	14,8	55,1
1987	73,5	4,5	77,9	18,2	3,9	100,0	26,5	40,4	14,6	55,1
1988	73,2	4,2	77,4	18,1	4,5	100,0	26,8	40,0	14,6	54,6
1989	73,9	4,3	78,2	18,1	3,7	100,0	26,1	40,1	14,2	54,3
1990	73,8	4,3	78,0	18,0	4,0	100,0	26,2	41,0	14,6	55,6
1991	73,8	4,2	78,0	17,9	4,1	100,0	26,2	41,6	14,8	56,4
1992	73,2	4,2	77,4	18,6	4,0	100,0	26,8	42,4	15,5	57,9
1993	72,2	4,5	76,8	18,3	5,0	100,0	27,8	41,5	15,9	57,4
1994	73,4	4,8	78,2	17,9	3,9	100,0	26,6	41,1	14,9	56,0
1995	74,6	4,5	79,1	17,2	3,7	100,0	25,4	40,8	13,9	54,7
1996	74,1	4,6	78,8	17,6	3,7	100,0	25,9	40,5	14,1	54,7
1997	74,3	4,6	78,8	17,6	3,5	100,0	25,7	40,4	14,0	54,5
1998	74,7	4,5	79,2	17,4	3,4	100,0	25,3	40,9	13,8	54,7
1999	74,7	4,5	79,3	17,4	3,3	100,0	25,3	40,9	13,8	54,7

Fuente: Elaboración propia a partir de la CNE-70, CNE-80, CNE-85 Y CNE-95, del INE.

decir, eliminando totalmente la parte de las rentas mixtas que puede ser considerada como remuneración del trabajo de los no asalariados, nos quedaría un 15,8 por 100 del PIBcf en 1955, que aumenta al 18,6 por 100 en 2000. En cualquiera de los dos casos se obtiene, pues, una mejora del excedente neto entre los años inicial y final del período considerado.

Esta mejora no es lineal a lo largo de todo el período, como se observa en el gráfico 3. En sentido contrario al de la *RA'*, el *ENE'* sufre un notable deterioro hasta 1967, avanza ligeramente entre 1967 y 1974 y vuelve a caer entre este último año y 1983. Entre 1983 y 1989 se produce una fuerte recuperación, hasta alcanzar los niveles máximos del año 1958, niveles que, tras el bache de la última rece-

sión, conserva en la actualidad. La coincidencia de estos movimientos al alza y a la baja con las fases expansivas y recesivas de los ciclos del PIB es notoria, especialmente en los últimos veinte años. Así pues, el comportamiento procíclico de los beneficios, que desde antiguo puso de manifiesto la teoría económica, también se cumple en la economía española. La explicación nos remite a los mismos argumentos, a la inversa, que comentamos al analizar la participación de los salarios.

Como la *PA*, la participación del *ENE* en el *PIBcf* también puede ser desglosada en varios componentes. En primer término, tenemos que:

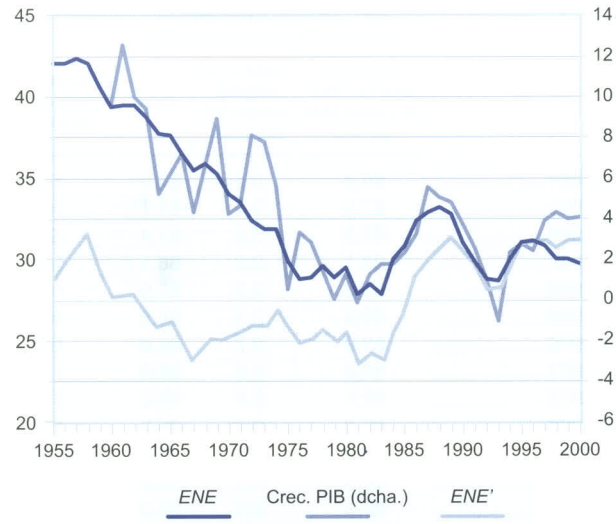
$$\frac{ENE}{PIBcf} = \frac{ENE}{K} * \frac{K}{PIBcf}$$, donde *K*= *stock* de capital

es decir, la participación del *ENE* (*margen de beneficios*) es igual a la rentabilidad del capital (*tasa de beneficios*) multiplicada por la relación capital/producto (inversa de la *productividad del capital*). La anterior ecuación pone de manifiesto que un aumento de la participación del excedente no presupone, en principio, que aumente la rentabilidad del capital; ello sólo será así si no varía la relación capital/producto (o, lo que es lo mismo, la productividad del capital). Por otro lado, tenemos:

$$\frac{PIBcf}{K} = \frac{PIBcf}{N} * \frac{N}{K} = \frac{PIBcf}{N} : \frac{K}{N}$$, donde *N*=empleo

lo que nos indica que la productividad del capital es igual a *productividad del factor trabajo* dividida por la *relación capital/empleo*. En resumen, una variación de la participación o margen de beneficios puede ser consecuencia de variaciones de la rentabilidad del capital, de la productividad del trabajo y de la intensidad en capital de la tecnología utilizada. En el cuadro nº. 3 se ha recogido la evolución de todas estas variables desde 1964 a 2000. Para efectuar muchos de estos cálculos es necesario disponer de la serie de *stock* de capital (*K*). Dado que la CNE no estima esta variable, se utiliza aquí la serie estimada por la Comisión Europea, dado que su metodología es común a las estimaciones del resto de países de la UE, con los que posteriormente se efectuarán algunas comparaciones. Los datos están expresados en forma de índices, tomando el valor 100 en el año 1964. En cuanto al excedente, se utiliza la versión corregida de las remuneraciones atribuidas al trabajo de los no asalariados (*ENEaj*), que en la práctica daría similares resultados que el excedente a tasa de asalarización constante (*ENE'*) comentado más arriba.

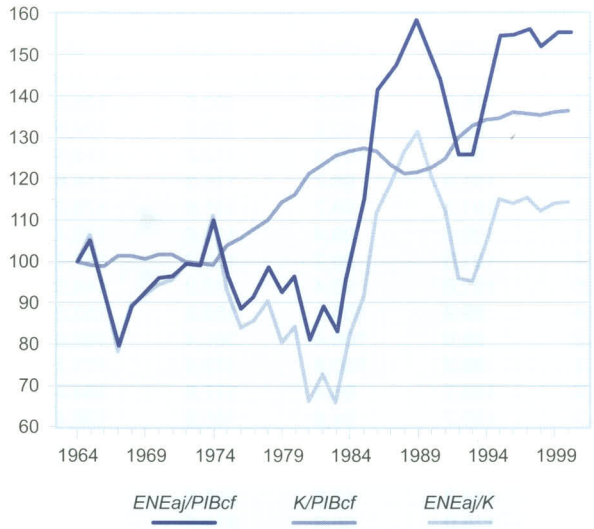
GRÁFICO 3
PARTICIPACIÓN DEL EXCEDENTE NETO EN EL PIBcf, EN PORCENTAJE



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA del INE.

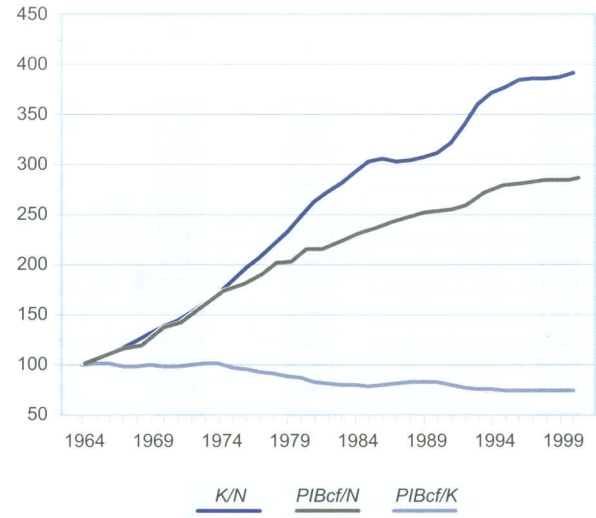
En la primera columna (A) del cuadro se recoge la evolución de *K*, pudiéndose observar que el *stock* de capital de la economía española se ha multiplicado por 4,8 en los últimos 36 años, mientras que el PIBcf se ha multiplicado por 3,5, lo que se ha traducido en un aumento notable de la relación capital/producto (columna E). Esto no parece muy consistente con la serie de consumo de capital fijo deducida de los correspondientes enlaces de la CNE, según la cual, el porcentaje *CKF*/PIBcf se mantiene prácticamente constante a lo largo de todo este período. Si el *CKF* fuera mayor que el aquí utilizado, los resultados respecto a la participación, rentabilidad, etc. del *ENE* serían ser algo inferiores, aunque no invalidarían lo fundamental de las conclusiones. En las columnas C, D y E del cuadro y en el gráfico 4 puede verse la evolución del margen de beneficios, que ya se comentó anteriormente a través del indicador *ENE'*, y de sus componentes. El aumento de la relación capital/producto explica más del 70 por 100 del crecimiento del margen de beneficios entre 1964 y 2000, y su evolución es marcadamente anticíclica: se mantiene estable en el período 1964-1974 de fuerte crecimiento del PIB, aumenta ininterrumpidamente durante los años de estancamiento siguiente a la primera crisis energética, flexiona a la baja en los años de expansión del ciclo de los

GRÁFICO 4
MARGEN DE BENEFICIOS Y RENTABILIDAD DEL CAPITAL DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA
Índices 1964=100



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA del INE.

GRÁFICO 5
PRODUCTIVIDAD DEL CAPITAL Y FACTORES EXPLICATIVOS
Índices 1964=100



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA del INE.

ochenta y al alza en la posterior recuperación, y se estabiliza en los últimos años.

Así pues, el comportamiento procíclico del margen de beneficios comentado anteriormente es atribuible enteramente al otro de sus componentes, la tasa de beneficios o tasa de rentabilidad del capital. Ésta cayó tras la primera crisis energética, hasta situarse en 1983 casi un 35 por 100 por debajo del nivel de 1964, y se recuperó fuertemente durante la segunda mitad de los ochenta. En los últimos años, tras superar parcialmente el bache de la última recesión, se sitúa un 14,5 por 100 por encima de 1964 y casi un 16 por 100 por encima de la media de todo el período. La recuperación de la rentabilidad del capital va asociada a la caída de los *CLU*. Cabe añadir que el indicador de rentabilidad del activo neto extraído de los datos de la Central de Balances evoluciona desde 1982, el primer año de disponibilidad del mismo, describiendo el mismo perfil que la tasa de rentabilidad aquí calculada.

La inversa de la relación capital/producto es la productividad del capital. En las columnas F, G y H del cuadro n.º 3 y en el gráfico 5 puede observarse su evolución y la de sus dos componentes: la productividad del trabajo y la relación capital/empleo. La productividad del capital viene descendiendo tendencialmente desde 1974, y la razón no es otra que el aumento de la relación capital/empleo por encima del aumento de la productividad del trabajo, lo que constituye otro indicador de la creciente intensidad en capital de la economía española. Sólo en las fases cíclicas expansivas se produce una ligera recuperación de la productividad del capital, lo que va asociado a la moderación que en dichos períodos registra la relación capital/empleo como consecuencia de un crecimiento de este último por encima de su tendencia. Este comportamiento de la economía española es sorprendente teniendo en cuenta la elevada tasa de paro, lo que viene a mostrar las disfunciones con que opera el mercado de trabajo.

La evolución de la rentabilidad del capital es, sin duda, una de las variables clave del desarrollo de las economías de mercado. Aunque en el corto plazo existan variables o pautas de comportamiento distintas de la rentabilidad, como señalan la teoría del acelerador o las estrategias de ganancia de cuota de mercado y de eliminación de competidores, a medio y largo plazo la inversión de las empresas depende de la rentabilidad esperada, y ésta está estrechamente influenciada por el nivel y la evolución recientes de los beneficios. En el largo

CUADRO N.º 3

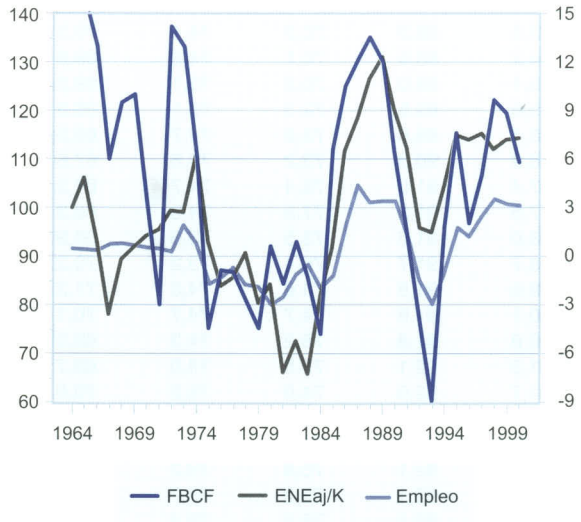
MARGEN DE BENEFICIOS Y RENTABILIDAD DEL CAPITAL DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA
Índices 1960 = 100

	A	*B*	*C = D*E*	*D*	*E = A/B*	*F = 1/E = G/H*	*G*	*H*
	K	*PIBcf (precios 1995)*	*ENEaj/PIBcf*	*ENEaj/K*	*K/PIBcf*	*PIBcf/K*	*PIBcf/N*	*K/N*
1964	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1965	105,5	106,4	105,3	106,2	99,2	100,8	105,8	104,9
1966	111,9	113,3	92,4	93,5	98,7	101,3	112,2	110,8
1967	118,9	117,4	79,3	78,2	101,3	98,7	115,3	116,8
1968	126,5	124,8	90,7	89,5	101,3	98,7	121,6	123,2
1969	134,9	134,2	92,6	92,1	100,6	99,4	129,6	130,4
1970	143,5	141,0	96,1	94,4	101,8	98,2	135,3	137,7
1971	151,4	149,0	97,2	95,6	101,6	98,4	142,2	144,5
1972	161,0	161,1	99,4	99,4	99,9	100,1	153,3	153,2
1973	172,4	173,0	98,9	99,2	99,6	100,4	161,4	160,8
1974	184,6	186,0	110,2	111,1	99,2	100,8	172,4	171,1
1975	195,7	188,8	96,3	92,9	103,7	96,4	177,8	184,4
1976	206,3	195,3	88,6	83,9	105,7	94,6	185,9	196,4
1977	216,5	200,9	92,4	85,7	107,8	92,8	192,3	207,2
1978	226,2	205,9	99,6	90,7	109,8	91,1	200,5	220,3
1979	234,7	205,3	92,0	80,5	114,3	87,5	203,3	232,5
1980	243,2	209,6	97,8	84,3	116,0	86,2	214,2	248,5
1981	250,9	207,1	80,3	66,3	121,1	82,5	216,8	262,6
1982	258,6	209,5	90,0	72,9	123,4	81,0	221,0	272,8
1983	265,6	211,4	82,8	65,9	125,6	79,6	223,8	281,0
1984	271,0	213,8	104,2	82,2	126,7	78,9	231,4	293,2
1985	276,9	217,4	116,9	91,8	127,4	78,5	237,8	302,8
1986	284,2	224,4	141,6	111,8	126,6	79,0	241,8	306,2
1987	293,7	237,8	146,5	118,6	123,5	81,0	244,8	302,4
1988	305,4	251,8	153,5	126,5	121,3	82,4	250,6	304,0
1989	319,8	263,4	159,4	131,3	121,4	82,4	253,2	307,4
1990	335,5	273,8	147,6	120,5	122,5	81,6	253,8	311,0
1991	351,1	281,0	140,4	112,3	125,0	80,0	257,6	321,9
1992	365,1	281,4	124,6	96,1	129,7	77,1	261,8	339,7
1993	375,9	282,9	126,4	95,1	132,9	75,3	270,9	360,0
1994	387,0	288,2	140,6	104,7	134,3	74,5	277,3	372,3
1995	399,7	296,7	155,1	115,1	134,7	74,2	280,3	377,5
1996	412,5	303,5	154,9	114,0	135,9	73,6	283,0	384,6
1997	426,1	314,0	156,5	115,3	135,7	73,7	284,8	386,4
1998	441,6	326,2	151,7	112,0	135,4	73,9	285,1	386,0
1999	459,1	337,4	155,2	114,1	136,0	73,5	285,1	387,8
2000	478,3	351,0	156,0	114,5	136,3	73,4	287,1	391,2
Media 64-00	264,6	218,5	116,6	98,9	117,2	86,5	210,0	253,9

K: Stock neto de capital.
ENEaj/PIBcf: Margen de beneficios o participación del *ENE* en el PIBcf, corregido de la remuneración del trabajo de los no asalariados.
ENEaj/K: Tasa de beneficios o de rentabilidad del capital, corregida de la remuneración del trabajo de los no asalariados.
K/PIBcf: Ratio capital/producto.
PIBcf/K: Productividad del capital = PIBcf dividido por *stock* de capital = inversa de la *ratio* capital/producto.
PIBcf/N: Productividad del trabajo = PIBcf dividido por ocupados totales.
K/N: Ratio capital/empleo.
Fuente: Elaboración propia a partir del Banco de datos AMECO (DG II de la CE); CNE y EPA (INE); y Uriel, E. y Moltó, M.L. (CNE enlazada. Series 1954-93).

plazo, no sólo la inversión, sino también la propia supervivencia de las empresas, depende de la obtención de un nivel adecuado de rentabilidad. Por otro lado, la inversión determina el *stock* de capital de una economía y, por tanto, su capacidad productiva. Aunque, además de estas variables, intervienen otras igualmente importantes, la inversión deviene, así, en uno de los factores básicos para explicar el nivel y, sobre todo, la evolución del empleo. Aunque no es objetivo de este trabajo el análisis formal de la interacción de todas estas variables, a efectos descriptivos, y como una primera

GRÁFICO 6
EMPLEO, INVERSIÓN Y RENTABILIDAD DEL CAPITAL EN ESPAÑA
1964=100 para la rentabilidad del capital (izda.); porcentaje variación para empleo y FBCF (dcha.)



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA del INE.

aproximación, se ofrece en el gráfico 6 la evolución de la tasa de rentabilidad, de la FBCF y del empleo desde 1964, donde puede verse la estrecha relación entre ellas. Como han puesto de relieve muchos trabajos anteriores, el estancamiento de la economía española durante los diez años siguientes a la primera crisis energética no puede explicarse sin tener en cuenta la evolución de todos los factores que, al final, determinan la rentabilidad empresarial, situándose entre los más importantes el encarecimiento de las materias primas y el de los costes laborales. De igual manera, la recuperación de la inversión y del empleo durante la segunda mitad de los ochenta fue precedida por un cambio de tendencia de la rentabilidad. Lo mismo puede decirse de la evolución de estas variables durante la década de los noventa. Cabe añadir que la rentabilidad del capital no sólo juega un papel importante en el largo plazo, sino que es determinante para explicar las evoluciones cíclicas. Por ello, se echan de menos entre los indicadores de coyuntura (la Central de Balances trimestral es una excepción, pero su representatividad muestral no es la adecuada) aquellos que nos informaran sobre la evolución de la cuenta de explotación de las empresas y de su posición financiera.

3. La distribución funcional de la renta en España comparada con la UE y EE.UU.

Para terminar esta visión macroeconómica de la distribución de la renta, se realiza una breve comparación de los datos obtenidos para España con los de la UE y EE.UU. En el cuadro n.º 4 y en el gráfico 7 puede verse, en primer lugar, la evolución de la participación de los salarios. En términos originales, la participación en España al comienzo de la década de los sesenta era muy inferior a la de la UE, y todavía más a la de Estados Unidos. Aunque en 1999 las diferencias se habían acortado notablemente con la UE, todavía seguían siendo altas respecto a EE.UU. Dichos resultados no son, sin embargo, comparables, pues la tasa de asalarización de España era, en 1960, 8,5 pp y 23,3 pp inferior a la de la UE y EE.UU., respectivamente. Como se ha comentado anteriormente, dicha tasa ha mantenido un fuerte ritmo de crecimiento en España, de forma que en 1999 sólo se quedaba un punto por debajo de la media de los países de la UE, a pesar de que el nivel de desarrollo de las estructuras productivas y de niveles de renta es notablemente inferior. En EE.UU. esta tasa parecía haber tocado techo al estabilizarse en torno al 92 por 100 desde los primeros años de la década de los setenta, pero ha vuelto a retomar su tendencia creciente a partir de 1995 coincidiendo con la fuerte expansión del PIB. En 1999 la tasa de Estados Unidos superaba a la europea y a la española en unos 9 pp y10 pp, respectivamente, lo que indica, por un lado, el mayor nivel de desarrollo económico de dicho país y, por otro, la capacidad de sus empresas para crear empleo asalariado.

Respecto al componente *CLU*, podemos ver cómo la posición de España y de la UE son similares, aunque su evolución se ha desviado en algunos períodos. Los *CLU* españoles eran mucho más bajos que los europeos al comienzo de los sesenta, pero crecen muy rápidamente y los sobrepasan entre 1966 y 1970. En ese año se igualan, y hasta 1983 mantienen una evolución muy similar. La caída en los años ochenta también se produce en la UE, aunque en España es muy superior, abriéndose una brecha considerable, que vuelve a cerrarse durante los años de la última recesión. En los últimos cinco años, los *CLU* españoles están situados algo por debajo de la media de la UE. Los *CLU* americanos siempre se han situado por debajo de los europeos, y su evolución es menos abrupta y menos cíclica, especialmente respecto a los españoles, manteniendo una tendencia a la baja. Destaca su comportamiento, contrario al europeo, durante el pe-

CUADRO N.º 4

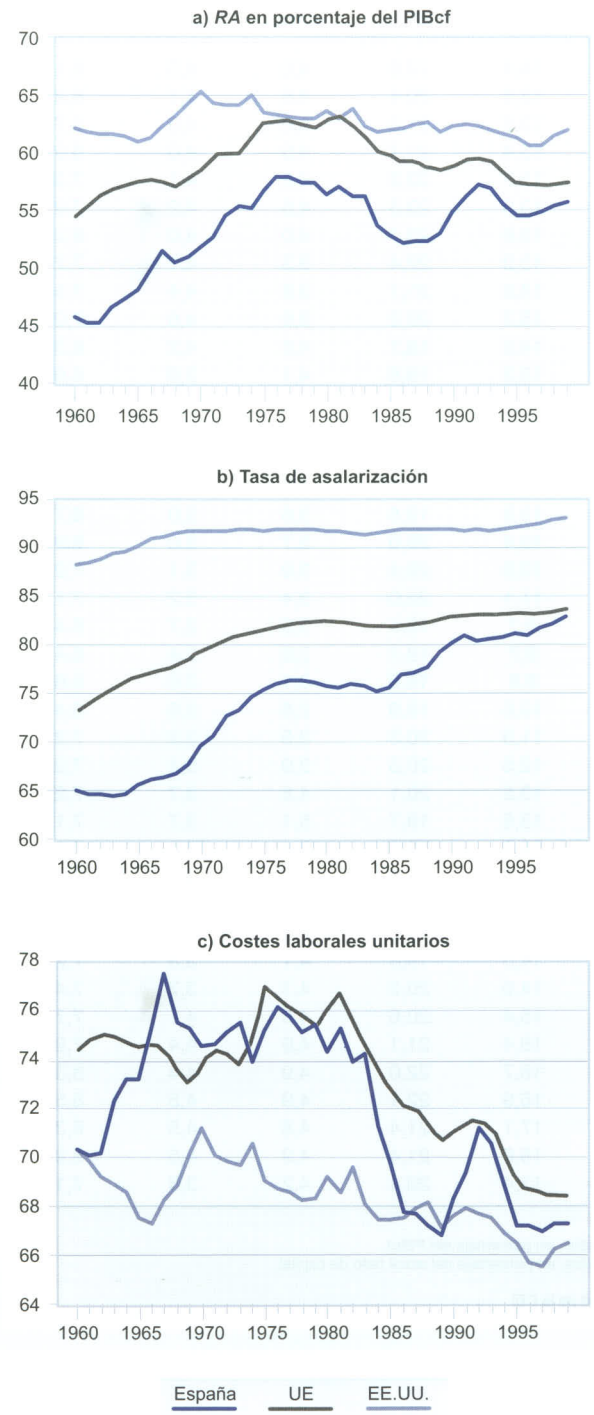
REMUNERACIÓN DE LOS ASALARIADOS (*RA*) Y SUS COMPONENTES EN ESPAÑA, UE Y EE.UU.

	RA EN PORCENTAJE DEL PIBcf			*TA (a)*			*CLU (b)*		
	ESPAÑA	*UE (c)*	*EE.UU.*	*ESPAÑA*	*UE (c)*	*EE.UU.*	*ESPAÑA*	*UE (c)*	*EE.UU.*
1960	45,8	54,7	62,1	65,0	73,5	88,3	70,3	74,4	70,3
1961	45,3	55,6	61,8	64,6	74,2	88,5	70,1	74,9	69,8
1962	45,4	56,4	61,6	64,6	75,1	89,0	70,2	75,1	69,2
1963	46,7	57,0	61,7	64,6	75,9	89,5	72,3	75,1	68,9
1964	47,4	57,1	61,6	64,7	76,4	89,8	73,2	74,7	68,6
1965	48,1	57,4	61,0	65,7	76,9	90,3	73,2	74,6	67,6
1966	49,9	57,9	61,3	66,2	77,4	91,0	75,4	74,7	67,3
1967	51,5	57,6	62,4	66,4	77,5	91,3	77,5	74,3	68,3
1968	50,5	57,4	63,1	66,8	78,0	91,6	75,5	73,6	68,9
1969	51,1	57,6	64,4	67,8	78,7	91,7	75,4	73,2	70,2
1970	52,0	58,9	65,4	69,7	79,5	91,8	74,6	74,0	71,2
1971	52,8	59,8	64,4	70,7	80,1	91,8	74,7	74,7	70,1
1972	54,7	60,0	64,2	72,7	80,8	91,9	75,2	74,3	69,9
1973	55,5	60,2	64,2	73,4	81,3	92,1	75,5	74,0	69,7
1974	55,2	61,4	65,0	74,6	81,7	92,0	74,0	75,2	70,6
1975	56,8	63,2	63,5	75,5	81,8	91,9	75,2	77,2	69,1
1976	58,0	62,8	63,3	76,1	82,1	92,1	76,2	76,5	68,8
1977	58,0	62,8	63,2	76,4	82,4	92,1	75,8	76,2	68,6
1978	57,5	62,4	62,9	76,5	82,5	92,1	75,2	75,7	68,3
1979	57,5	62,3	62,9	76,2	82,7	92,1	75,5	75,4	68,3
1980	56,4	63,2	63,6	75,9	82,7	91,9	74,3	76,4	69,2
1981	57,1	63,3	63,0	75,7	82,4	91,9	75,4	76,8	68,6
1982	56,2	62,4	63,8	76,0	82,4	91,6	73,9	75,8	69,6
1983	56,3	61,3	62,3	75,8	82,2	91,5	74,3	74,7	68,1
1984	53,7	60,2	61,8	75,3	82,0	91,6	71,3	73,4	67,5
1985	52,8	59,8	62,0	75,7	82,1	91,9	69,8	72,8	67,5
1986	52,3	59,3	62,2	77,1	82,3	92,0	67,8	72,0	67,6
1987	52,4	59,3	62,5	77,3	82,3	92,0	67,8	72,0	68,0
1988	52,3	58,8	62,7	77,9	82,5	92,0	67,2	71,3	68,2
1989	53,1	58,5	61,9	79,4	82,7	92,1	66,8	70,7	67,2
1990	54,9	59,0	62,3	80,3	83,0	92,1	68,4	71,1	67,6
1991	56,3	59,4	62,4	81,1	83,2	91,8	69,4	71,4	68,0
1992	57,3	59,5	62,4	80,5	83,2	92,1	71,2	71,6	67,7
1993	57,0	59,4	62,1	80,7	83,3	91,9	70,6	71,3	67,5
1994	55,6	58,2	61,6	80,8	83,1	92,0	68,8	70,0	66,9
1995	54,7	57,4	61,4	81,3	83,2	92,3	67,3	69,0	66,5
1996	54,6	57,2	60,7	81,1	83,2	92,4	67,3	68,8	65,7
1997	54,9	57,3	60,7	81,9	83,4	92,5	67,0	68,6	65,6
1998	55,4	57,2	61,6	82,2	83,6	92,9	67,3	68,5	66,3
1999	55,8	57,7	62,0	82,9	83,9	93,2	67,3	68,8	66,5
Media 60-99	53,5	59,3	62,6	74,4	80,9	91,6	72,0	73,3	68,3

(a) Tasa de asalarización: porcentaje de asalariados sobre el total de ocupados.
(b) Coste laboral unitario: remuneración por asalariado dividida por la productividad por ocupado, por cien.
(c) Excluida la antigua República Democrática de Alemania.
Fuente: Elaboración propia a partir de la CNE y EPA (INE) y del Banco de Datos AMECO (DG-II de la CE).

ríodo de las crisis energéticas, en el que mantuvieron su moderación, denotando la elevada flexibilidad del mercado laboral americano. Todo ello constituye un cúmulo de factores que explican, en lo fundamental, la capacidad de la economía americana para crear empleo y para superar las fases recesivas antes y con menos pérdida de empleo que las europeas. No obstante, tras el ajuste de los costes laborales en Europa en los años ochenta, que, con un breve paréntesis entre 1989 y 1992, ha proseguido en los noventa, los niveles de *CLU* europeos y americanos se han acercado notablemente, si bien ello no parece ser suficiente para acercar la rentabilidad del capital de las economías europeas a la americana.

GRÁFICO 7
PARTICIPACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL PIBcf: ESPAÑA, UE Y EE.UU.



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA (INE) y de la base de datos AMECO (DG-II de la CE).

En efecto, como ponen de manifiesto las estimaciones recogidas en el cuadro n.º 5 y el gráfico 8, los indicadores del margen de beneficios y de la tasa de rentabilidad, una vez depurado el *ENE* de las rentas del trabajo atribuibles a los no asalariados, muestran la ventaja de las empresas americanas. El margen de beneficios mantiene un comportamiento procíclico en EE.UU., pero mucho menos acusado que en la UE y en España. A largo plazo, muestra una notable estabilidad, pues la pérdida de peso de los *CLU* anteriormente comentada es contrarrestada por el creciente peso del consumo de capital fijo. No obstante, al ser la economía americana menos intensiva en capital por unidad producida o por unidad de factor trabajo, los gastos en consumo de capital fijo siguen siendo inferiores a los europeos, lo que posibilita que el margen de beneficios sea superior al que se deduciría de los respectivos niveles de *CLU*. El margen de beneficios de la economía española, tras la fuerte mejora de los años ochenta, se sitúa en los últimos años en una posición intermedia entre Estados Unidos y la UE, aunque más cercano a ésta última.

Teniendo en cuenta que el margen de beneficios es igual a la tasa de beneficios (tasa de rentabilidad) multiplicada por la relación capital/producto, y que esta relación es notablemente más baja en EE.UU. que en la UE o en España, el hecho de que el margen de beneficios sea superior en EE.UU. implica que las diferencias en la tasa de rentabilidad son aún más favorables a la economía americana. Como puede verse en el cuadro n.º 5, la rentabilidad media de la economía americana durante el período 1960-1999 supera en más de 3 pp a la de la UE, habiéndose ampliado a casi 4 pp en los últimos cuatro años. España mejora ligeramente a la media de la UE, si bien el margen y la heterogeneidad de las estimaciones son suficientemente amplios para que la diferencia sea realmente significativa. En todo caso, se observa un distanciamiento positivo importante de la tasa española respecto a la UE y un acortamiento de las distancias con EE.UU. en la segunda mitad de los ochenta, que podría ser un factor importante para explicar la enorme afluencia de inversión extranjera que se produjo en aquellos años. Durante la década de los noventa, la economía española ha perdido casi toda la ventaja respecto a la UE y ha vuelto a ver ampliada notablemente su distancia con Estados Unidos.

Aun siendo conscientes de las limitaciones de un enfoque macroeconómico como el aquí realizado, cabe añadir que, en el contexto de un mundo cada vez más globalizado, con libertad de movi-

CUADRO N.º 5

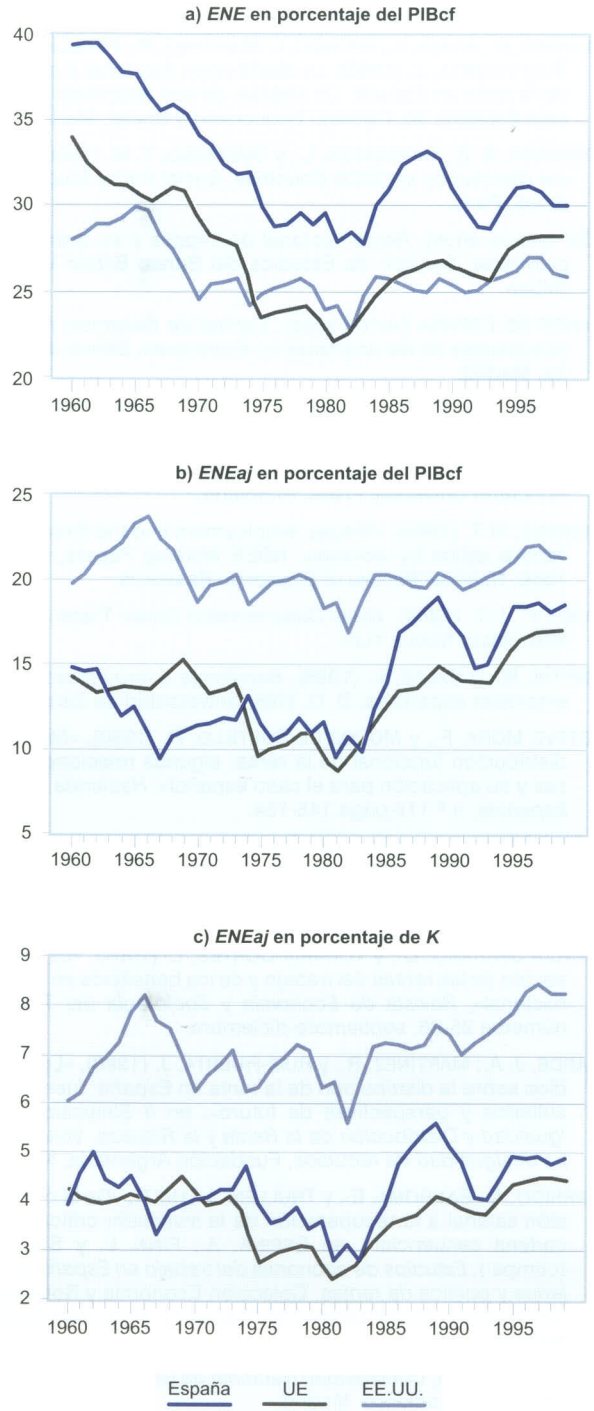
MARGEN DE BENEFICIOS Y TASA DE RENTABILIDAD DEL CAPITAL EN ESPAÑA, UE Y EE.UU.

	ENE/PIBcf (a)			*ENEaj/PIBcf (b)*			*ENEaj/K (c)*		
	ESPAÑA	*UE (d)*	*EE.UU.*	*ESPAÑA*	*UE (d)*	*EE.UU.*	*ESPAÑA*	*UE (d)*	*EE.UU.*
1960	39,4	34,1	28,0	14,8	14,4	19,8	4,0	4,3	6,1
1961	39,5	33,1	28,4	14,7	13,8	20,4	4,6	4,1	6,2
1962	39,5	32,2	28,9	14,7	13,5	21,3	5,0	4,0	6,7
1963	38,7	31,5	28,9	13,1	13,4	21,7	4,5	4,0	6,9
1964	37,8	31,3	29,2	11,9	13,7	22,2	4,3	4,1	7,3
1965	37,7	31,1	29,9	12,6	13,9	23,3	4,5	4,2	7,9
1966	36,5	30,5	29,7	11,0	13,6	23,7	4,0	4,0	8,2
1967	35,5	30,6	28,3	9,5	13,9	22,4	3,3	4,1	7,7
1968	35,9	31,0	27,5	10,8	14,8	21,7	3,8	4,4	7,5
1969	35,3	30,9	26,0	11,1	15,3	20,2	3,9	4,6	7,0
1970	34,1	29,4	24,5	11,5	14,2	18,7	4,0	4,2	6,3
1971	33,5	28,2	25,4	11,6	13,3	19,6	4,1	3,9	6,6
1972	32,4	27,9	25,6	11,9	13,6	19,9	4,3	4,0	6,8
1973	31,9	27,8	25,8	11,8	14,0	20,3	4,2	4,2	7,1
1974	31,9	25,9	24,2	13,2	12,1	18,5	4,8	3,6	6,3
1975	30,0	23,6	24,9	11,5	9,5	19,3	4,0	2,7	6,4
1976	28,8	24,0	25,3	10,6	10,3	19,8	3,6	3,0	6,7
1977	28,9	23,8	25,5	11,0	10,4	20,0	3,7	3,0	6,9
1978	29,6	24,2	25,7	11,9	10,9	20,4	3,9	3,1	7,2
1979	28,9	24,2	25,4	11,0	11,1	20,0	3,4	3,2	7,1
1980	29,6	22,9	24,0	11,7	9,7	18,4	3,6	2,7	6,4
1981	27,9	22,2	24,3	9,6	8,7	18,7	2,8	2,4	6,4
1982	28,5	22,9	22,7	10,7	9,6	16,9	3,1	2,6	5,6
1983	27,8	23,9	24,8	9,9	10,6	18,9	2,8	2,8	6,4
1984	30,0	25,1	25,9	12,4	11,9	20,3	3,5	3,2	7,2
1985	30,9	25,5	25,7	13,9	12,5	20,3	3,9	3,4	7,2
1986	32,4	26,3	25,5	16,9	13,5	20,1	4,8	3,7	7,2
1987	32,9	26,3	25,2	17,5	13,5	19,7	5,1	3,7	7,1
1988	33,2	26,8	25,0	18,3	14,3	19,6	5,4	4,0	7,2
1989	32,8	27,1	25,8	19,0	14,9	20,5	5,6	4,2	7,6
1990	31,1	26,6	25,5	17,6	14,5	20,1	5,2	4,0	7,4
1991	29,9	26,1	25,0	16,7	14,1	19,5	4,8	3,9	7,0
1992	28,8	26,0	25,1	14,9	14,0	19,8	4,1	3,8	7,2
1993	28,7	25,8	25,7	15,1	14,0	20,2	4,1	3,7	7,4
1994	30,0	27,2	25,9	16,8	15,4	20,6	4,5	4,1	7,7
1995	31,1	28,0	26,2	18,5	16,4	21,1	4,9	4,4	7,9
1996	31,2	28,2	27,0	18,5	16,7	22,0	4,9	4,4	8,3
1997	30,8	28,3	27,0	18,7	16,9	22,1	4,9	4,5	8,5
1998	30,0	28,3	26,1	18,1	17,1	21,4	4,8	4,5	8,3
1999	30,0	27,9	25,9	18,5	16,8	21,4	4,9	4,5	8,2
Media 60-99	32,3	27,4	26,1	13,8	13,4	20,4	4,2	3,8	7,1

(a) Excedente neto de explotación en porcentaje del PIBcf.
(b) Excedente neto de explotación ajustado por la remuneración del trabajo de los no asalariados, en porcentaje del PIBcf.
(c) Excedente neto de explotación ajustado por la remuneración del trabajo de los no asalariados, en porcentaje del *stock* neto de capital.
(d) Excluida la antigua República Democrática de Alemania.
Fuente: Elaboración propia a partir de la CNE y EPA (INE) y del Banco de Datos AMECO (DG-II de la CE).

mientos de capitales, la gran distancia en rentabilidad de la economía americana constituye un arma poderosa de atracción de inversión extranjera. Ello y las ganancias de eficiencia y productividad inducidas por la revolución tecnológica parecen dos grandes argumentos para explicar el despegue de esta economía respecto a las europeas durante la última década, así como la apreciación del dólar.

GRÁFICO 8
MARGEN DE BENEFICIOS Y RENTABILIDAD: ESPAÑA, UE Y EE.UU.



Fuente: Elaboración propia a partir de CNE y EPA (INE) y de la base de datos AMECO (DG-II de la CE).

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha pretendido dar una visión macroeconómica actualizada de la distribución funcional de la renta en España. Este enfoque poco nos dice acerca de la equidad en el reparto de la renta de una sociedad, puesto que hoy en día las rentas percibidas por las personas provienen de factores productivos diversos, de difícil encaje en la dicotomía clásica entre rentas del trabajo y del capital. No obstante, es un punto de partida obligado y, sobre todo, útil para explicar el funcionamiento y desarrollo de las economías, es decir, para interpretar tanto las fluctuaciones cíclicas como las estructurales. Un primer aspecto a tener en cuenta es que las variaciones en la participación de los salarios o del excedente en el PIB no son sinónimo de cambios en el reparto de éste entre los factores productivos, ya que pueden ser causadas por cambios en las estructuras productivas, como por ejemplo variaciones en la tasa de asalarización o trasvases de empleo de unos sectores con salarios más bajos a otros con salarios más altos. Por ello, el análisis debe centrarse más en el estudio de los *CLU* y del excedente neto «puro», es decir, depurado de la parte de las rentas mixtas que constituyen la retribución del trabajo de los no asalariados. Por otro lado, los resultados serán más concluyentes si el análisis se hace al nivel más desagregado posible, para evitar efectos composición o de agregación, lo cual empieza a chocar con la dificultad de disponer de series de datos largas y fiables. Estas consideraciones han de llevarnos a tomar con cautela los resultados obtenidos a nivel macroeconómico.

En el trabajo se ha analizado la evolución de las participaciones de los salarios y del excedente en el PIBcf en la segunda mitad del siglo XX, descomponiéndolas en sus principales componentes y comparándolas con las de la UE y EE.UU. A comienzos del período, se observa una participación de los primeros muy inferior a la media europea, y sobre todo a la de EE.UU., diferencia que rápidamente va acortándose, aunque sin llegar a desaparecer en los últimos años. Ahora bien, gran parte de estas diferencias obedecen a la muy inferior tasa de asalarización de la economía española hasta el inicio de la década de los noventa. En los últimos años, esta tasa casi se ha igualado con la de la UE, aunque queda notablemente por debajo de la americana. Los *CLU* inician el período analizado con un nivel mucho más bajo que el de la UE y similar al de EE.UU., pero crecen rápidamente durante la década de los sesenta, hasta superar a los europeos. Ello es debido principal-

mente al aumento de las cotizaciones a la seguridad social y, en mucha menor medida, al de los sueldos y salarios directamente percibidos por los trabajadores. Durante la década de los setenta, los *CLU* españoles evolucionan de forma similar a los europeos, observando un aumento tras la primera crisis energética. Todo ello produjo una notable caída de la rentabilidad del capital, el principal componente del margen de beneficios, lo que, a la postre, acabó pagándose en términos de empleo. En efecto, se observa que la economía española, al igual que las europeas, es mucho más intensiva en capital por unidad producida o por unidad de factor trabajo empleado que la americana, lo que sin duda tiene mucho que ver con el mayor coste laboral.

El deterioro de la rentabilidad del capital se corrige en Europa, y sobre todo en España, con una profunda caída de los *CLU* durante la segunda mitad de los ochenta, de forma que los *CLU* españoles llegan a situarse al nivel de los de EE.UU. Posteriormente, y mostrando un comportamiento anticíclico muy acusado, vuelven a remontar durante la recesión de los primeros años noventa, para caer en los primeros años de la recuperación, manteniéndose estables en los últimos cuatro años a un nivel intermedio entre los de la UE y los de EE.UU. Lógicamente, la evolución del margen y de la tasa de rentabilidad presentan un perfil procíclico inverso al de los *CLU*. El carácter cíclico de la distribución factorial de la renta es común a España y a los dos grandes bloques económicos (más en Europa que en EE.UU.), pero su amplitud es mucho mayor en España, lo que probablemente explique la mayor volatilidad cíclica de la economía española y las enormes pérdidas de empleo que se producen en las fases recesivas.

En efecto, las profundas variaciones cíclicas de los *CLU* se traducen en variaciones asimismo intensas de la rentabilidad y, dada la estrecha relación entre ésta, la inversión fija y el empleo, en fuertes fluctuaciones cíclicas de estos dos últimos agregados. La consecución de mayores dosis de estabilidad y de creación de empleo de la economía española pasa, pues, entre otras reformas estructurales, por cambios en el marco institucional del mercado laboral, de forma que los salarios se adapten mejor y más rápidamente a la coyuntura económica de las empresas, es decir, estén más ligados a la productividad y la rentabilidad empresarial y menos a la inflación pasada o esperada.

BIBLIOGRAFÍA

ALCAIDE INCHAUSTI, J. (1989), «La distribución de la renta española en la década de los ochenta», *Documentos de Trabajo*, número 38/1989, Fundación FIES (actual FUNCAS).

— (1999), «Distribución sectorial, personal y factorial de la renta», en García Delgado (director), J.L., *España, Economía: Ante el Siglo XXI*, Espasa, Madrid.

ÁLVAREZ, C.; AYALA, L.; IRIONDO, I.; MARTÍNEZ, R.; PALACIO, J.I., y RUIZ-HUERTA, J. (1996), *La distribución funcional y personal de la renta en España. Un análisis de sus relaciones*, Colección Estudios 30, Consejo Económico y Social, Madrid.

ATKINSON, A. B.; RAINWATER, L., y SMEEDING, T. M. (1995), *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies, 18, OCDE, París.

BBV (varios años), *Renta nacional de España y su distribución provincial*, Servicio de Estudios del Banco Bilbao Vizcaya, Bilbao.

BANCO DE ESPAÑA (varios años), *Central de Balances. Resultados anuales de las empresas no financieras*, Banco de España, Madrid.

BECKER, G.S. (1983), *El capital humano*, Alianza Universidad Textos, Madrid.

CREAMER, D. (1956), *Personal Income during Business Cycles*, Princeton University Press, Princeton.

DICKENS, W.T. (1986), «Wages, employment and the threat of collective action by workers», *NBER Working Papers*, número 1856, National Bureau of Economic Research.

DUNLOP, J. T. (1944), *Wage Determination Under Trade Unions*, Macmillan, Nueva York.

ESPÍTIA, M., y SALAS, V. (1988), *Beneficios a largo plazo de las empresas españolas*, D. D. 7/88, Universidad de Zaragoza.

ESTEVE MORA, F., y MUÑOZ DE BUSTILLO, R. (1990), «Margen y distribución funcional de la renta: algunas relaciones teóricas y su aplicación para el caso español», *Hacienda Pública Española*, n.º 116 págs.145-154.

GARCÍA PEREA, P. (1994), «Análisis sectorial de la distribución factorial del producto interior bruto entre 1965 y 1993", *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, n.º 25-26, septiembre-diciembre.

GARCÍA SERRANO, C., y TOHARIA CORTÉS, L. (1994), «La participación de las rentas del trabajo y de los beneficios en la renta nacional», *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, números 25-26, septiembre-diciembre.

GARDE, J. A.; MARTÍNEZ, R., y RUIZ-HUERTA, J. (1996), «Los estudios sobre la distribución de la renta en España: fuentes, resultados y perspectivas de futuro», en *II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza, Volumen 6, La desigualdad de recursos*, Fundación Argentaria, Madrid.

GARRIDO, A.; SANROMA, E., y TRULLÉN, J. (1987), «De la moderación salarial a la recuperación de la inversión: crítica a una cadena secuencial», en ESPINA, A.; FINA, L. y SÁEZ, F. (comps.), *Estudios de economía del trabajo en España. II: salarios y política de rentas*, Colección Economía y Sociología del Trabajo, 45, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.

INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (1974), *La renta nacional en 1973 y su distribución*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (1975), *La renta nacional en 1974 y su distribución*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (1976), *La renta nacional en 1975 y su distribución*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (1977), *La renta nacional en 1976 y su distribución*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (varios años), *La distribución salarial en España*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (varios años), *Encuesta industrial*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (varios años), *Encuesta de salarios en la industria y los servicios*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES (1994a), *Las cuentas de las sociedades en las fuentes tributarias (1989-1990)*, Instituto de Estudios Fiscales y Agencia Estatal de Administración Tributaria, Madrid.

— (1994b), *Empleo, salarios y pensiones en las en las fuentes tributarias*, Instituto de Estudios Fiscales y Agencia Estatal de Administración Tributaria, Madrid.

— (varios años), *Las empresas españolas en las fuentes Ttibutarias*, Instituto de Estudios Fiscales y Agencia Estatal de Administración Tributaria, Madrid.

KALDOR, N. (1955-56), «Alternative theories of distribution», *Review of Economic Estudies*, n.º 23, págs. 83-100.

KALECKI, M. (1938), «The determinants of distribution of the national income», *Econométrica*, 6, 1, págs. 97-112.

— (1939), *Essays in the Theory of Economic Fluctuations*, Allen & Unwin, Londres.

KEYNES, J.M. (1939), «Relative movements of real wages and output», *Economic Journal*, 49, 1, págs. 34-51.

KRAVIS, I. (1962), *The Structure of Income*, University of Pensylvania Press, Filadelfia.

KUZNETS, S. (1955), «Economic growth and income distribution», *American Economic Review*, vol. 45, n.º 1, págs. 1-28.

— (1959), «Quantitative aspects of the economic growth of nations: IV, distribution of national income by factor shares», *Economic Development and Cultural Change* 7, 3, Part II.

LÓPEZ ZUMEL, J. M. (1982), «Trayectorias en la distribución funcional de la renta entre 1970 y 1981", *Información Comercial Española. Revista de Economía*, n.º 591, págs.107-118.

McCORD WRIGHT, D. (ed.) (1966), *The Impact of the Labour Union*, A.M. Kelley, Nueva York.

MALO DE MOLINA, J. L., y ORTEGA, E. (1984), «El excedente bruto de explotación en la industria española y aproximaciones a la evolución de la tasa de rentabilidad», *Boletín Económico*, Banco de España, diciembre, págs. 35-44.

MELIS, F. (1994), «Notas sobre estadística tributaria y estadística económica», *Papeles de Trabajo*, 4/94, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

MINISTERIO DE INDUSTRIA Y ENERGÍA (varios años), *Encuesta sobre estrategias empresariales*, Ministerio de Industria y Energía, Madrid.

MINISTERIO DE ECONOMÍA (varios años), *La negociación colectiva en las grandes empresas*, Dirección General de Política Económica, Ministerio de Economía, Madrid.

MINISTERIO DE TRABAJO Y SEGURIDAD SOCIAL (varios años), *Estadísticas sobre convenios colectivos*, Dirección General de Trabajo, Ministerio de Trabajo y Seguridad social, Madrid,

MÜLLER, J. H. (1954), *Nivellierung und Differenzierung der Arbeitseinkommen in Deutschland seit 1925*, Duncker & Humblot, Berlín.

MUÑOZ DE BUSTILLO, R. (1985), «Una nota sobre los cambios en la distribución funcional de la renta», *Moneda y Crédito*, número 173, junio.

OCDE (1995), *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies, n.º 18, OCDE, París.

PALACIO, J. I. (1995), «Distribución funcional y personal de la renta», en *Lecciones de Economía Española*, 2ª edición revisada y actualizada, Civitas, Madrid.

REVENGA, A. (1991), «La liberalización económica y la distribución de la renta: la experiencia española», *Moneda y Crédito*, número 193, págs. 179-223.

SRAFFA, P. (1952) (ed.), *Works and Correspondence of David Ricardo*, vol. VIII, Cambridge University Press, Cambridge.

ROTHSCHILD, K. W. (1993), *Employment, wages and income distribution. Critical essays in economics*, Routledge, Londres y Nueva York.

TOHARIA, L. (1987), «Salarios y beneficios: el caso de la economía española, 1965-85", *Revista de Treball de la Generalitat Valenciana*, marzo, págs. 79-91.

UNITED NATIONS, Economic Commission for Europe (1967), *Incomes in Postwar Europe: A Study of Policies, Growth and Distribution*, United Nations, Ginebra.

URIEL, E., y MOLTÓ, M. L. (1995), *Contabilidad Nacional de España enlazada. Series 1954-1993)*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Valencia.

WEINTRAUB, S. (1959), *A General Theory of the Price Level, Output, Income Distribution and Economic Growth*, Greenwood Press, Wesport.

YABAR STERLING, A., y OTROS (1982), *La distribución funcional de la renta en España y en la Comunidad Europea*, Instituto de Estudios Económicos, Madrid.

Resumen

El trabajo estima y analiza el nivel y la evolución de la participación de los salarios y del excedente de explotación en el PIBcf en España desde 1955 hasta 2000, a un nivel macroeconómico. Para ello se parte de los datos de la Contabilidad Nacional, convenientemente enlazados para superar los cambios de base y de metodología contable. La participación de los salarios se descompone en tasa de asalarización y costes laborales unitarios, y la del excedente, en tasa de beneficios y productividad del capital. Estos resultados se comparan con los de la UE y EE.UU. Se contrasta el comportamiento anticíclico de los salarios y procíclico de los beneficios, que tiene un carácter mucho más marcado en España que en el resto de países de la UE y que en EE.UU., lo que origina una mayor volatilidad de los ciclos españoles y explica la intensa destrucción de empleo en las fases recesivas.

Palabras clave: distribución renta, salarios, excedente de explotación, beneficios.

Abstract

The article assesses and analyzes the level and trend in the contribution of salaries and operating surplus to the GDP at factor cost in Spain from 1955 to 2000, at macroeconomic level. For this purpose we start off from National Accounting data, suitably linked together to overcome changes in basis and accounting methodology. The contribution of salaries is broken down into the wage-earning and unit labour cost rate and that of the surplus into the profit and capital productivity rate. These results are compared with those of the EU and of the USA. The anticylic behaviour of salaries is compared with the procyclic behaviour of profits, which is much more pronounced in Spain than in the other countries of the EU and the USA. This is what gives rise to the higher volatility of Spanish cycles and explains the intense destruction of jobs in periods of recession.

Key words: income distribution, salaries, operating surplus, profits.

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, Litchfield y Mercader (1999) y de Goërlich 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 empeoramiento. 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 sobrepresentadas 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).

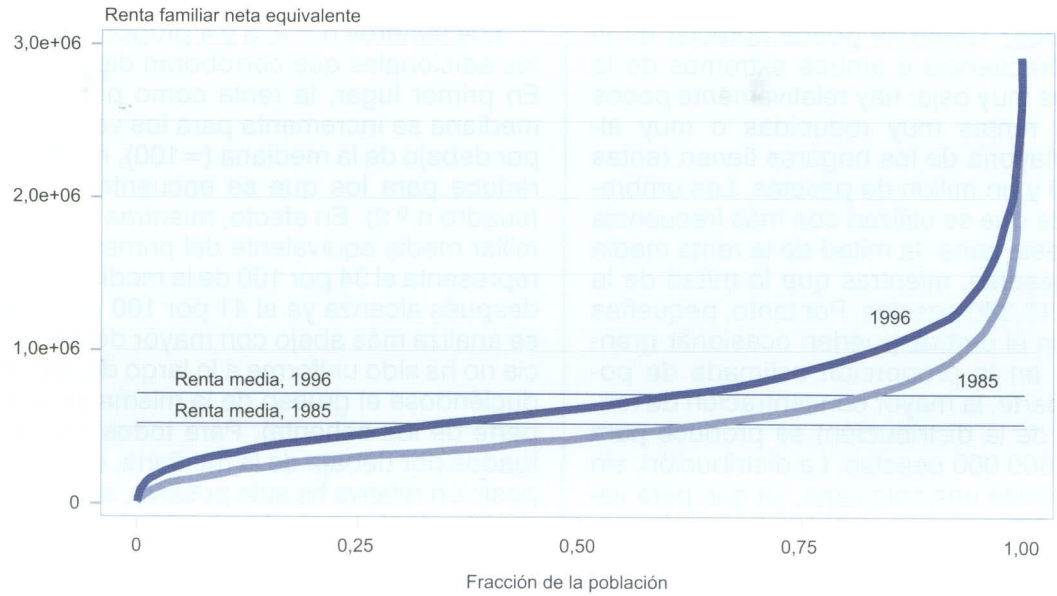
Con las debidas cautelas, no obstante, la base de datos disponible es la ECPF, y los resultados que en este artículo se presentan en ella se basan. En otro artículo (Oliver, Ramos y Raymond, 2001b), realizamos un riguroso y detallado análisis de robustez de los cambios distributivos que se presentan 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).

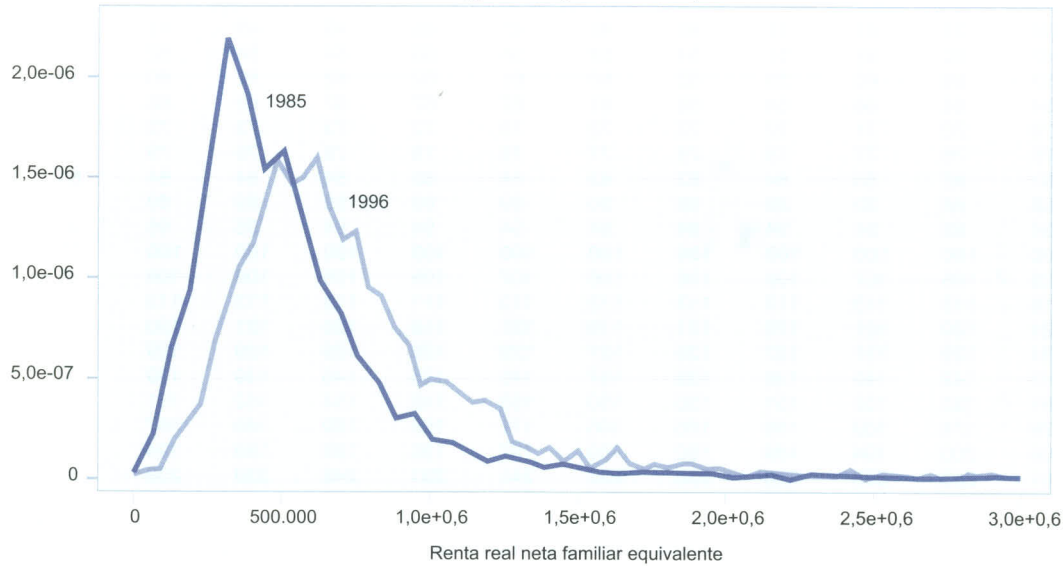
En comparación con el diagrama de Pen, la función de densidad de la renta nos permite observar con más detalle lo que está pasando tanto entre las rentas medias como entre las rentas más bajas. ¿Qué forma tiene la función de densidad de la renta en 1985? Como se puede apreciar en el gráfico 2, la frecuencia 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 ventil 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 monotónicamente decreciente, desde el 18,4 por 100 de ganancia relativa del primer ventil hasta el 0,8 por 100 del noveno. Contrariamente, la distancia relativa de los ventiles situados en la parte más alta de

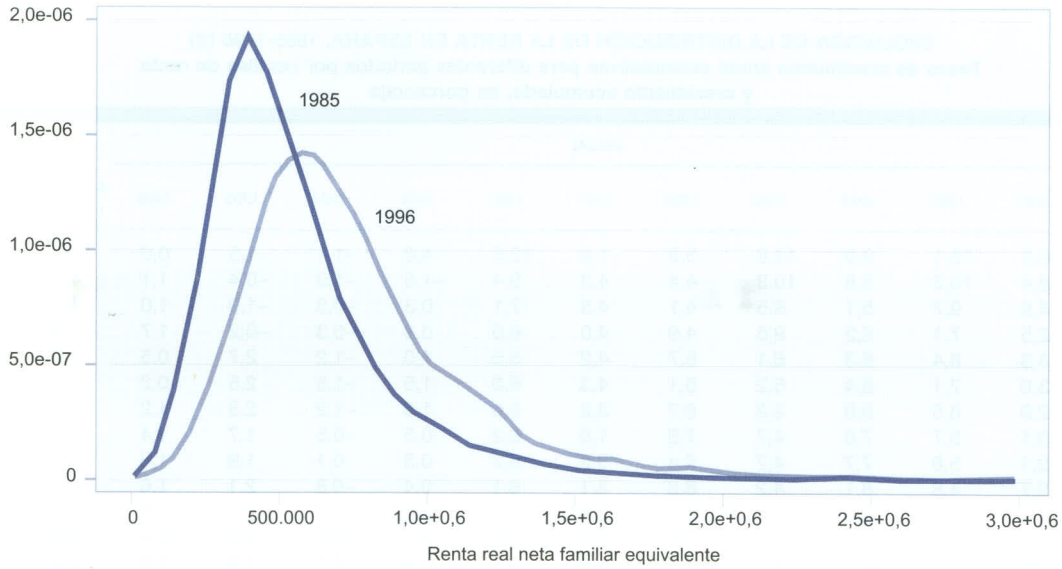
GRÁFICO 2
FUNCIÓN DE DENSIDAD DE LA RENTA REAL NETA EQUIVALENTE EN ESPAÑA, 1985 Y 1996, A PRECIOS DE 1985

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



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

Grid=200
Width=optimal



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

	ANUAL												
Percentil	*1986*	*1987*	*1988*	*1989*	*1990*	*1991*	*1992*	*1993*	*1994*	*1995*	*1996*	*Anualizada 1985/1996*	*Total 1985/1996*
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

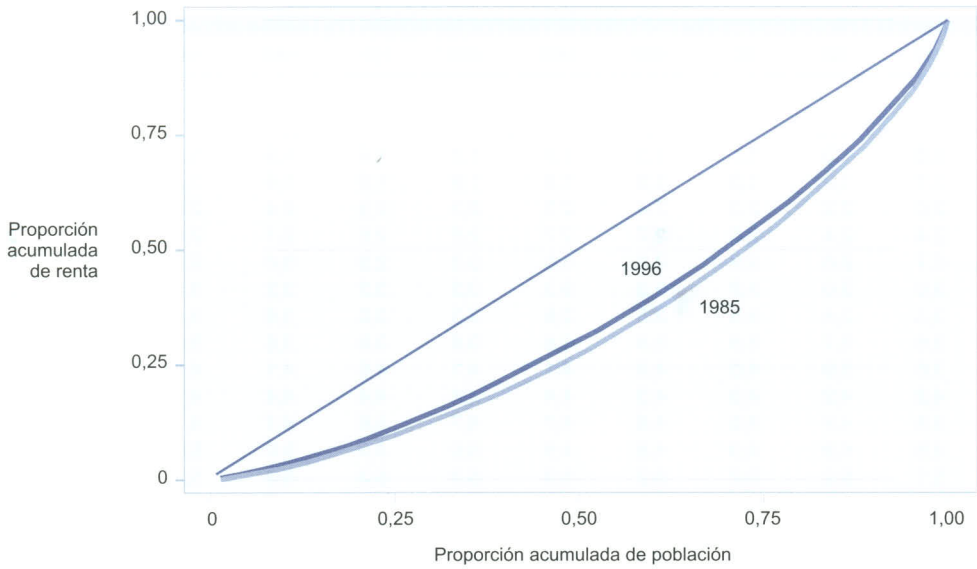
En porcentaje de la renta neta equivalente

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 ventiles 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.

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

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

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

donde $i = 1, \ldots, n$ 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.

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

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

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

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

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:

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

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 equivalización 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-

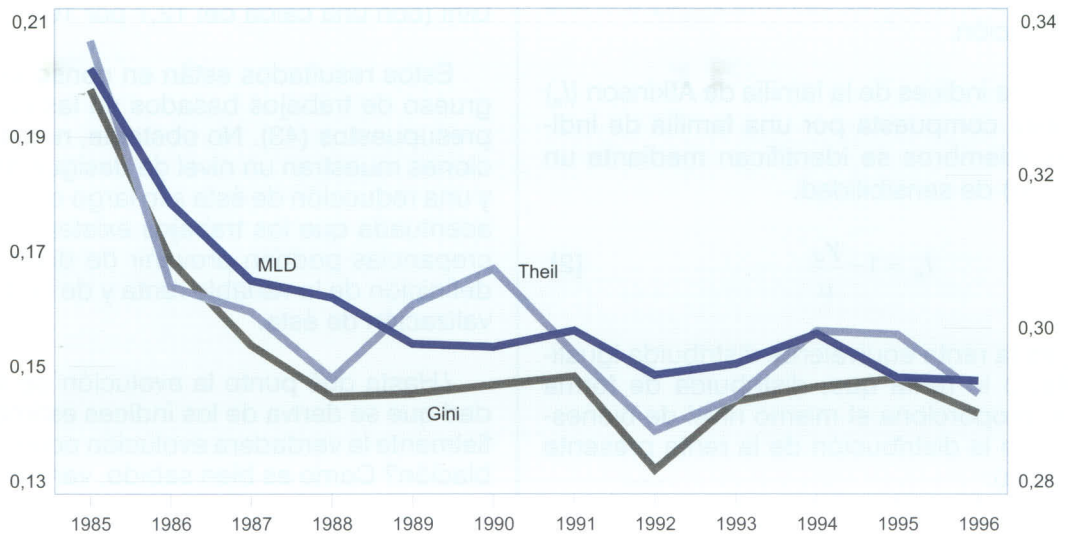
res de la desigualdad, se han calculado los errores estándar para distintos índices, obteniendo que la evolución de la desigualdad que muestran los índices estimados constituye un fiel reflejo de la verdadera evolución (poblacional) de la desigualdad.

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 proporción 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 mas 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												
I_0	0,202	0,178	0,165	0,162	0,154	0,153	0,156	0,148	0,150	0,156	0,148	0,148
	(0,010)	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,010)	(0,011)	(0,007)	(0,009)	(0,007)	(0,009)	(0,006)	(0,007)
I_1	0,207	0,164	0,160	0,148	0,161	0,167	0,152	0,139	0,145	0,156	0,156	0,145
	(0,018)	(0,006)	(0,010)	(0,006)	(0,017)	(0,023)	(0,007)	(0,007)	(0,005)	(0,012)	(0,011)	(0,008)
I_2	0,350	0,198	0,219	0,182	0,267	0,324	0,195	0,175	0,173	0,229	0,221	0,185
	(0,088)	(0,012)	(0,033)	(0,013)	(0,081)	(0,135)	(0,016)	(0,016)	(0,008)	(0,045)	(0,038)	(0,022)
Gini	0,331	0,309	0,298	0,291	0,291	0,293	0,294	0,282	0,291	0,292	0,293	0,289
	(0,007)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,007)	(0,008)	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,006)	(0,006)	(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 ventil 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 ventil; la de 1994 cruza también la de 1991 en el noveno ventil, pero esta vez desde abajo; y finalmente, la de 1996 cruza desde arriba la de 1994 en el 16º ventil. 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 ventil de renta como respecto de la concentración de renta de cada ventil. En el primer caso, para el período 1985-1996 la renta del ventil 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 ventil entre 1985 y 1996: 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). 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, 1933, 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 GRADÍN 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 monoparenterales, 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 MERCADER-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 deflactores 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* gausiana 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 ventil, 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); GOËRLICH 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 $W=\frac{1}{n}\sum U(y)$, $U'>0$, $U''<0$ $\forall \geq$ y 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 ventil; 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. PAPADIMITRIOU 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 femenization 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 distribucion 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.

GOËRLICH, 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 olf 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 recusos 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 Institue, 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.

LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA SEGÚN DATOS FISCALES

Luis AYALA CAÑÓN
Jorge ONRUBIA FERNÁNDEZ (*)

I. INTRODUCCIÓN

EL interés por el estudio de la desigualdad económica ha crecido considerablemente en los últimos años. El número de trabajos sobre el alcance de las diferencias de renta y las razones últimas de éstas ha aumentando considerablemente, dejando de ser un ámbito reservado a un reducido grupo de especialistas. Las razones de este proceso pueden encontrarse en distintos frentes. Por un lado, la mayor disponibilidad de microdatos y los avances en el tratamiento informático de éstos ha supuesto, sin duda, un notable estímulo en el desarrollo de líneas de investigación poco transitadas hasta fechas relativamente recientes. Por otro lado, las técnicas de análisis han experimentado un importante avance, con la consolidación de un cuerpo teórico cada vez más sólido y amplio.

En el caso concreto de España, existe un amplio consenso sobre los progresos conseguidos en la pasada década. Gracias al notable crecimiento del acervo de estudios, se conocen mucho mejor las tendencias seguidas por el proceso distributivo y algunas de las razones determinantes de sus cambios. El estudio de la distribución personal de la renta se ha situado en distintos planos, que incluyen desde las tendencias seguidas por la desigualdad, a partir de la elaboración de las primeras encuestas de presupuestos familiares, hasta la comparación de los indicadores españoles con los de los principales países industrializados, pasando por la conexión entre tales cambios y las diversas transformaciones socioeconómicas, destacando las modificaciones del ámbito laboral o el demográfico.

En el período más reciente, sin embargo, tales avances se han visto frenados por una creciente restricción informativa. Aunque han aparecido nuevas fuentes de datos, como el *Panel de hogares de la Unión Europea* o la nueva *Encuesta continua de presupuestos familiares*, la desaparición de la base de datos que tradicionalmente sirvió de referencia en el estudio de la desigualdad, como era la *Encuesta básica de presupuestos familiares*, ha supuesto la imposición de un claro límite sobre el conocimiento de las tendencias seguidas por la desigualdad en los años noventa.

Una de las pocas fuentes que pueden contribuir a paliar la insuficiencia de datos son los registros fiscales. La información procedente de las declaraciones por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) constituye una fuente privilegiada para el estudio distributivo de los perceptores de rentas en España. A diferencia de las encuestas, en las que los hogares que sirven de referencia se eligen a través de diversos procesos de selección muestral, el carácter de registro de las declaraciones tributarias permite hablar de una fuente con carácter «casi censal». Se trata, además, de series largas y anuales, lo que permite ofrecer una visión más completa y detallada de los cambios a largo plazo del proceso distributivo. El *Panel de declarantes por IRPF* del Instituto de Estudios Fiscales (IEF) ofrece actualmente información para el período comprendido entre 1982 y 1994. Para el período posterior, y a la espera de la ampliación y redefinición del panel, es posible también una primera aproximación a los cambios en la desigualdad de las rentas declaradas a partir de las estadísticas que suministra la Agencia Estatal de la Administración Tributaria (AEAT) en relación con este impuesto.

Pese a las posibilidades de los datos tributarios para el análisis de las rentas de individuos y hogares, no puede hablarse, sin embargo, de una larga tradición de explotación de esta fuente para el análisis de la desigualdad. Sólo en un número reducido de países, destacando, sobre todo, los nórdicos, los registros tributarios se han utilizado recurrentemente como vía preferente para el análisis de la desigualdad o como complemento de otros estudios que utilizaban encuestas a los hogares. En el caso español, cabe hablar tan sólo de aproximaciones parciales, al utilizarse para los fines señalados sólo de forma indirecta, dentro de los trabajos cuyo principal propósito era la medición de los efectos redistributivos de la imposición personal sobre la renta.

Bajo tales premisas, el presente trabajo tiene como principal objetivo analizar cuál puede ser la aportación de los datos fiscales al conocimiento de la desigualdad en España, mediante la explotación del *Panel de declarantes por IRPF* del Instituto de Estudios Fiscales. Para ello, se revisan, en primer lugar, las principales ventajas y debilidades

de esta fuente para el estudio de la distribución de la renta y las posibilidades de comparación con las bases de datos habitualmente utilizadas para el análisis de la desigualdad en España. Seguidamente, y después de revisar las opciones metodológicas necesarias para convertir las rentas declaradas en una variable de renta económica apropiada para el estudio distributivo, se estiman indicadores de desigualdad para el período comprendido entre 1982 y 1998. El análisis de las tendencias se completa con un ejercicio de descomposición de las variaciones de la desigualdad por fuentes de renta. En el cuarto apartado, se analizan las potencialidades de esta fuente para el análisis de la movilidad de las rentas, explotando las posibilidades que convierten a los registros fiscales en la fuente más completa actualmente para el análisis dinámico de la desigualdad. El trabajo se cierra con la presentación de las principales conclusiones.

II. LAS FUENTES TRIBUTARIAS EN LA MEDICIÓN DE LA DESIGUALDAD DE LA RENTA

1. El concepto de renta y su aproximación desde la información fiscal

Habitualmente, en los estudios sobre desigualdad y distribución de la renta, esta magnitud es considerada como un concepto económico ligado a la noción de capacidad de compra en un período de tiempo, generalmente el año, lo que determina su carácter de flujo. Detrás de la idea de capacidad o potencial de compra, independientemente de su aplicación final al consumo o al ahorro, habitualmente prevalece el componente estrictamente monetario de la renta. Un primer problema surge, por tanto, al no figurar, por lo general, imputaciones en términos de coste de oportunidad, o incluso, en muchos casos, algunos tipos de renta recibidos en especie. Otra cuestión importante a tener en cuenta, a la hora de alcanzar una definición aceptable de renta para el estudio distributivo es la diferenciación entre poder de compra real y monetario, con claras implicaciones sobre la desigualdad efectiva con la que la renta se distribuye (1).

Las encuestas sobre el consumo son la fuente tradicionalmente empleada en la medición de la renta y el estudio de su distribución. Por regla general, el diseño de estas encuestas permite obtener información tanto del consumo de las familias como de los ingresos que sirven para financiarlo. La información es recogida de forma directa mediante formularios rellenados por hogares seleccionados por muestreo. Se trata, por tanto, de información desagregada tipo microdato, siendo posible, según el diseño adoptado, individualizar la información para los distintos miembros integrantes del hogar. La medición del nivel de renta y la forma en la que ésta se distribuye suele realizarse por dos vías: una, a través de la magnitud del consumo declarado como realizado, y otra, mediante el cómputo de los ingresos que las familias reconocen haber percibido.

Los registros tributarios son una fuente alternativa para estudiar el nivel y la distribución de la renta. Por lo general, su información procede de los registros correspondientes a los impuestos sobre la renta personal (en España el IRPF), donde figura contenida la información generada en las declaraciones por estos impuestos, tanto de los contribuyentes como de los pagadores de rentas. Por su construcción, se trata también de información primaria en forma de microdatos. No obstante, existen algunas diferencias destacables entre ambas fuentes de información:

a) Una primera diferencia atiende al carácter «incompleto» de la población elegida para la evaluación de la renta. Mientras que en las encuestas toda la población es potencialmente incluible en el muestreo —aunque existen algunas limitaciones propias de carencia de domicilio o situaciones de residencia no legalizada, etc.—, en los registros tributarios asociados a los impuestos sobre la renta personal, la base de datos disponible se limita a aquellos perceptores de rentas que mantienen una relación fiscal con la Administración. Esto supone, en muchos casos, no contar con información, o al menos no de forma completa, de los individuos que se sitúan por debajo de los umbrales de declaración, así como de aquellos que, bien transitoriamente o bien de forma permanente, puedan no estar obteniendo rentas o, en el caso de obtenerlas, no sean objeto de gravamen.

b) Una segunda diferencia la encontramos en el carácter «casi censal» que, por regla general, tienen los registros fiscales. Mientras que, en el caso de las encuestas, éstas se realizan con carácter muestral sobre el universo poblacional al que hacen referencia, en el caso de los registros fiscales, la información de todo este universo afectado por el impuesto es recogida en los ficheros informáticos que constituyen la base de microdatos.

c) Otra diferencia estriba en la propia definición de la unidad de recogida de información. Habitual-

mente, las encuestas se construyen a partir del concepto de hogar económico, definido en torno a la figura de la residencia en un mismo domicilio y de los lazos familiares. Esto supone incluir a los ascendientes, independientemente de su edad y situación económica, a los hijos que conviven en el hogar y a otros familiares en situaciones análogas. En cambio, en las bases de microdatos con origen en los impuestos sobre la renta personal, la construcción del «hogar fiscal» va a venir asociada a la definición que la normativa legal haga del mismo. Así, en sistemas impositivos con declaración individualizada a partir de la mayoría de edad, resulta difícil superar el ámbito del matrimonio y de los hijos menores, aunque la existencia de posibles deducciones por ascendientes puede ayudar a ampliar el concepto. Sin embargo, este tratamiento nunca suele ser de carácter general, pues la constitución o no de una unidad fiscal autónoma suele depender del nivel de ingresos determinante de la obligación de declarar. Otro problema, asociado a éste, viene representado por la posibilidad de individualizar o no los ingresos dentro de las declaraciones fiscales en aquellos casos en los que se contempla la opción de una declaración fiscal conjunta dentro del matrimonio (2).

d) La fiabilidad de los datos vertidos en los registros es otra de las diferencias entre ambas fuentes de información. El carácter administrativo-fiscal de los registros de los impuestos sobre la renta personal suele conferir una mayor credibilidad a los importes contenidos en ellos, reforzada por los posibles cruces de información entre perceptores-declarantes y pagadores de rentas. Este hecho suele contrastarse cuando, independientemente de los criterios de cómputo, se comparan los niveles de ingresos declarados en las encuestas y en los registros tributarios, casi siempre bastante superiores en estos últimos. Sin embargo, no puede pasarse por alto que el fraude fiscal constituye un problema de dirección contraria, al limitar la renta evaluada a la declarada.

e) La regularidad, generalmente anual, con la que se elaboran los registros fiscales ofrece una diferencia significativa con las encuestas de consumo de amplio espectro. Si bien es cierto que también existen encuestas de consumo de períodos regulares anuales, incluso trimestrales o mensuales, su información es limitada, y el número de hogares integrantes de las muestras obtenidas, reducido. Esta periodicidad anual hace que las bases de microdatos de naturaleza fiscal ofrezcan interesantes posibilidades para la realización de trabajos dinámicos sobre evolución y movilidad de la desigualdad, difíciles de realizar con precisión en el caso de emplear encuestas de consumo.

f) Por último, otra diferencia destacable, y en la que a continuación nos detendremos, hace referencia a los criterios de cómputo del concepto de renta económica.

Los impuestos sobre la renta personal miden la capacidad de pago, sobre la que posteriormente aplican su gravamen, a través de un conjunto de reglas dirigidas a cuantificar las distintas rentas que, procediendo de las fuentes factoriales tradicionales —trabajo dependiente, capital mobiliario e inmobiliario, o actividades empresariales o profesionales directamente ejercidas—, se han de integrar en el concepto fiscal de «base imponible». Esto supone fijar unos criterios de cómputo tanto de los ingresos —monetarios y en especie—, como de los gastos considerados por la normativa como deducibles. Especialmente significativo suele ser el caso en el que el IRPF concede, dentro de la propia medición de la base imponible, tratamientos favorables a determinadas rentas —como es el caso, por ejemplo, de las rentas del trabajo dependiente o del ahorro familiar—, reduciendo la cuantía computada, con el sesgo que esto supone. Algo similar sucede cuando se introducen incentivos fiscales a la inversión o al consumo de determinados bienes —como es el caso de las reducciones por aportaciones a planes de pensiones o las cantidades asociadas al pago de intereses para adquirir la vivienda habitual o los pagos a guarderías, etcétera— considerados dentro del propio concepto de «gasto deducible», y no como exenciones en la diferenciación entre base imponible y base liquidable. La consideración de regímenes de estimación objetiva de rendimientos —normalmente aplicables para rentas empresariales y profesionales— constituye otro ejemplo de distorsión en la medición de la renta.

Otro origen de discrepancias en el cómputo de la renta desde las fuentes fiscales suele encontrarse detrás de la caracterización de algunas rentas como ganancias de capital o rentas irregulares. En el primer caso, su gravamen, generalmente desplazado al momento de su realización, implica un «no afloramiento» de los rendimientos en el proceso de generación, con la consiguiente minusvaloración de la renta anual. En el caso de los rendimientos irregulares sucede algo similar, aunque acompañado de un desfase entre los momentos de realización de los gastos deducibles y de los ingresos computables. El desplazamiento de una gran mayoría de las rentas del capital hacia

estas figuras de renta —como sucede en muchos países con los fondos de inversión, los planes de pensiones u otros activos financieros de medio y largo plazo— supone una caída relativa muy notable de esta fuente de renta respecto de rentas obtenidas y gravadas anualmente, como es el caso de las rentas del trabajo y las procedentes de actividades económicas. Además, la recogida de información en los registros fiscales para este tipo de rentas, dados sus regímenes especiales de tributación —reducciones de las rentas sometidas a gravamen, aplicación de coeficientes reductores, tratamiento de la inflación, compensación de plusvalías y minusvalías—, suele ser bastante limitada. Esto supone, en muchos casos, su práctica eliminación para el cómputo de la renta, que suele quedar identificada con el componente regular de la base imponible asociado a los rendimientos anualmente percibidos.

Todas estas peculiaridades de medición hacen necesario definir un concepto de renta económica, a partir de la información disponible en las distintas variables de los registros del impuesto sobre la renta personal. En general, partiendo del concepto convencional de «base imponible», los ajustes más habituales a practicar son los siguientes: a) incorporación de aquellos gastos deducibles de las rentas del trabajo que suelen atender a tratamientos favorables hacia estas rentas o a diferimientos en el gravamen, como sucede en el caso de las aportaciones a sistemas de pensiones públicos o privados; b) supresión de aquellos ingresos no monetarios imputados por el uso o disposición de viviendas por sus propietarios; c) incorporación de gastos deducibles correspondientes con impuestos pagados en relación con bienes inmuebles, así como reducciones asociadas con incentivos fiscales a la inversión en determinados activos primados, como es el caso de los intereses por vivienda habitual; d) incorporación, en la medida en que la información lo permita, de las posibles reducciones practicadas sobre determinados rendimientos de activos financieros, y e) reconstrucción de los rendimientos económicos correspondientes a actividades empresariales y profesionales en aquellos casos en los que su medición fiscal procede de estimaciones objetivas o a las que se aplican reducciones o bonificaciones que distorsionen su medición.

Para el caso de España, en la utilización del *Panel de declarantes por IRPF* para el ejercicio empírico realizado, se ha procedido a realizar un ajuste a partir del concepto de «base imponible», en su componente regular, único aprovechable para la información disponible. Como veremos en el apartado siguiente, estos ajustes varían dependiendo de la regulación del IRPF en los distintos años contemplados entre 1982 y 1998.

2. El Panel de declarantes por IRPF del Instituto de Estudios Fiscales

a) *La información disponible.*

El *Panel de declarantes por el IRPF* del Instituto de Estudios Fiscales es una base de microdatos integrada por una muestra de registros informativos correspondientes al universo de declaraciones anuales presentadas ante la AEAT en relación con dicho tributo. Por tanto, cada uno de estos registros se identifica con una declaración anual por IRPF, para cada uno de los años que se integran en el panel. De hecho, el proceso de extracción de la muestra correspondiente a cada ejercicio fiscal se realiza a través del número de identificación fiscal del declarante, en las declaraciones de carácter individual, y del correspondiente al cabeza de declaración, en el caso de las declaraciones conjuntas (3).

Por lo que respecta a la información asociada a cada registro, ésta se corresponde exclusivamente con la información vertida por los declarantes al confeccionar su declaración anual por IRPF, de acuerdo con la normativa vigente en cada momento. No obstante, es preciso señalar que no toda la información contenida en los diversos tipos de formularios pasa a integrarse en esta base de microdatos. Las variables asociadas a cada registro se corresponden con aquellas casillas del impreso de declaración anual que figuran precedidas de un número de referencia. Así, en el *Panel de declarantes por IRPF* no se incorpora la información sobre variables que, aun figurando en el impreso, no son grabadas en la base de datos de la AEAT por tratarse de partidas de desglose de los distintos tipos de ingresos o de gastos deducibles, o de cálculos previos o parciales de otras rúbricas más agregadas. Por consiguiente, la estructura de información del panel viene condicionada, inevitablemente, por el diseño de los impresos de declaración en vigor para cada ejercicio impositivo. En este sentido, la tendencia a aligerar la información contenida en las declaraciones fiscales, argumentada como una pretendida mayor sencillez en la gestión de los impuestos, así como la elevación sucesiva de los umbrales de declaración, constituyen un cierto inconveniente respecto de la ampli-

tud y generalidad de este tipo de bases de datos, ya de por sí limitada por la propia condición de declarante, que sirve para restringir la incorporación de información.

Para cada registro, el panel también incorpora la información correspondiente a la Administración de Hacienda de la AEAT a la que pertenece el domicilio fiscal del declarante, así como el código postal de éste. La codificación convencional empleada permite así la territorialización de los registros, agrupables por comunidad autónoma, provincia, e incluso por municipio.

Algunas de las carencias informativas apuntadas han ido superándose de forma satisfactoria mediante algunos supuestos basados en la información primaria contenida en los microdatos y propuestos en algunos trabajos de investigación (4). Dos son los casos más relevantes, de acuerdo con la normativa de la Ley del IRPF vigente entre 1992 y 1998: a) el desglose de los gastos deducibles de los ingresos del trabajo personal dependiente en sus dos rúbricas principales —cotizaciones del trabajador a la seguridad social y gastos de difícil justificación—, y b) el desglose de los gastos deducibles de los ingresos del capital inmobiliario correspondientes a las viviendas no arrendadas —intereses por adquisición de la vivienda habitual y las cuotas del Impuesto sobre Bienes Inmuebles—. En ambos casos, se trata de una información muy relevante para abordar estudios relacionados con las cotizaciones sociales y la adquisición de la vivienda habitual, así como para poder realizar simulaciones correspondientes a diseños del IRPF alternativos.

Las principales limitaciones informativas del *Panel de declarantes por IRPF*, en lo que a las fuentes de renta se refiere, las encontramos en los ámbitos de las rentas empresariales y profesionales, de las rentas irregulares y de las variaciones patrimoniales. En cuanto al primer grupo —las rentas empresariales y profesionales—, una primera carencia atiende a la imposibilidad de contar con un desglose detallado de los tipos de ingresos y gastos deducibles, pues únicamente se recoge información sobre los ingresos íntegros, el total de gastos deducibles y, por diferencia, el rendimiento neto. Además, en el caso de que el declarante simultanee distintas actividades bajo el mismo régimen de tributación, los importes de esas partidas que aparecen consignados en su declaración son los agregados para todas ellas. No obstante, en cuanto a la medición de la renta, el problema principal, en nuestra opinión, lo encontramos en las actividades empresariales sujetas a tributación en régimen de evaluación por signos, índices o módulos, en los que la información disponible corresponde estrictamente al rendimiento neto estimado por este sistema, sin que sea posible contar con las cifras ni de ingresos íntegros ni del total de gastos deducibles.

En cuanto a las rentas irregulares y las ganancias y pérdidas patrimoniales, las limitaciones son aún más trascendentes, en la medida en que la información disponible es prácticamente inutilizable. Esto es debido a que, en el caso de las rentas irregulares, el formulario de declaración por IRPF no recoge información sobre los años que determinan la irregularidad de la renta, ni la posible aplicación de reducciones para el gravamen del rendimiento, lo que impide siquiera aproximarse al importe íntegro de la renta. Por lo que respecta a las variaciones patrimoniales, el problema es análogo, aunque agravado por la posible agregación de las procedentes de distintos activos generadores, sin que además se incluya ninguna información sobre la naturaleza del activo —inmobiliario, acciones, etc. Este hecho da lugar a que la práctica generalidad de los trabajos de investigación dirigidos tanto al estudio de la desigualdad de la renta como al análisis redistributivo y a propuestas de reforma del IRPF se limiten a operar sobre el concepto de «renta regular». Hay que decir que la escasa participación relativa de estos tipos de renta respecto del total avalan la pertinencia de esta simplificación (5).

Un segundo tipo de limitaciones informativas del *Panel de declarantes por IRPF* se localiza en la atribución de rentas a los contribuyentes en régimen de tributación conjunta. Este régimen, conviene recordar, fue obligatorio para los matrimonios desde la implantación del Impuesto en 1979 hasta el ejercicio impositivo de 1987 inclusive. Tras la sentencia del Tribunal Constitucional de 20 de febrero de 1989, el régimen de tributación conjunta pasó a contemplarse con carácter opcional respecto del régimen principal de tributación individual, habiendo sido contemplado en los sucesivos diseños normativos del IRPF desde el ejercicio fiscal de 1988. En las declaraciones en régimen de tributación conjunta, la información disponible no permite identificar satisfactoriamente las rentas percibidas por cada uno de los cónyuges ni, en su caso, por los hijos menores de edad. Incluso tampoco se puede conocer el número de perceptores para todas las declaraciones conjuntas, pues determinadas combinaciones de rendimientos del trabajo y empresariales y profesionales impiden

conocer, vía duplicación de créditos fiscales o de gastos deducibles, este dato. Esta misma dificultad surge con los rendimientos del capital mobiliario e inmobiliario. Este problema está en el origen de que muchos de los trabajos realizados a partir de esta base de datos opten por identificar, a partir de 1988, las declaraciones conjuntas como declaraciones de matrimonios con un único perceptor principal de rentas. La estructura de gravamen vigente desde este ejercicio fiscal, para este régimen opcional, creemos que permite avalar esta hipótesis con un alto grado de éxito.

Por último, debemos señalar que la existencia de «umbrales de declaración», cada vez mayores, apareja la «desaparición» de una fracción creciente de declarantes, con lo que este hecho supone para la representatividad en los niveles inferiores de la distribución de renta. Precisamente, esta circunstancia ha de resultar determinante para el rediseño del *Panel de declarantes por IRPF* a partir del ejercicio impositivo de 1999. Con la aprobación del nuevo IRPF por la Ley 40/1998, se fijan límites de declaración que, bajo determinadas condiciones, suponen la no obligación de presentar la declaración anual para rentas inferiores a 3,5 millones de pesetas. Este escenario supone un replanteamiento del método de obtención de la información primaria que surte de microdatos el panel, donde ahora han de considerarse los datos derivados de los resúmenes anuales de retenciones e ingresos a cuenta presentados por los pagadores de rentas, lo que complica notablemente el proceso de confección de las muestras anuales.

b) *La metodología de construcción del* Panel de declarantes por IRPF

Los distintos cortes transversales del *Panel de declarantes por IRPF* del Instituto de Estudios Fiscales, correspondientes con los distintos ejercicios fiscales de este impuesto para el período 1982-1994, se han construido a partir de un proceso de muestreo aleatorio simple. Su aplicación se realiza por provincias (de acuerdo con el código de la Delegación Provincial de Hacienda de cada declaración), seleccionando aleatoriamente una de cada 50 declaraciones. Bajo este criterio de selección, en el año de composición originaria del panel, 1987, la representatividad de la muestra global —para el territorio común de aplicación del IRPF, es decir, exceptuando los regímenes forales del País Vasco y Navarra— fue establecida en el 99,5 por 100. La elevación a población para esta verificación se ha contrastado mediante la variable «tipo medio efectivo de gravamen» facilitado para el universo poblacional de declarantes por los resúmenes de IRPF de la AEAT. En cuanto al ámbito territorial de las comunidades autónomas (CC.AA.), la representatividad está originalmente garantizada en un 95 por 100, incidiendo principalmente en esta reducción de la significación las CC.AA. uniprovinciales con menor población declarante, como es el caso de Baleares, La Rioja, Cantabria o Murcia.

La construcción de una base de datos tipo «panel» obliga a considerar un procedimiento de entradas y salidas de declarantes que permita mantener una base de microdatos de «panel puro» que asegure la permanencia de los mismos registros durante el período de tiempo predeterminado. Según los criterios generalmente empleados en el diseño de estas bases de microdatos, el *Panel de declarantes* fue construido para una duración retrospectiva de cinco años fiscales, de 1982 a 1987, y prospectiva de 1988 a 1992 (6).

La antes citada sentencia del Tribunal Constitucional que establecía la inconstitucionalidad de la obligación de tributar conjuntamente para los matrimonios quebró algunos de los supuestos metodológicos y de contenido —algunos ya comentados— del *Panel de declarantes por IRPF*. Así, a partir del ejercicio fiscal de 1988 se produce un desdoblamiento de un número importante de declaraciones correspondientes a matrimonios, que a partir de ese momento, optaron por el régimen de tributación individual. La conexión entre las declaraciones individuales de los cónyuges fue considerada desde un primer momento a través de la declaración del número de identificación fiscal del otro cónyuge, lo que permite seguir operando con el concepto de «hogar fiscal» identificado con el legal de unidad familiar. No obstante, el incumplimiento significativo de este requisito de declaración ha condicionado el proceso de muestreo aleatorio —que obliga a casar las declaraciones separadas de forma previa al mismo—, siendo necesaria una depuración posterior con nuevas incorporaciones a la muestra. De hecho, este cambio en la estructura originaria del *Panel de declarantes*, diseñado originalmente para «unidades familiares» según su obligación de declarar, está en el origen de algunos problemas de representatividad mostrados en algunas segmentaciones de los cortes transversales de la muestra a partir de 1988. El número de unidades de registro en cada uno de los años, con especificación del tipo de declaración, se recogen en el cuadro n.º 1.

CUADRO N.º 1

PANEL IRPF DEL IEF: COMPOSICIÓN DE UNIDADES DECLARANTES

Año	Total	Individuales	Separadas Declaraciones/ Matrimonios	Conjuntas
1982	123.599	31.242		92.357
1983	130.503	32.671		97.832
1984	134.957	32.532		102.425
1985	145.665	37.537		108.128
1986	165.303	45.599		119.704
1987	173.982	50.256		123.726
1988	193.495	56.074	23.228 (11.614)	114.193
1989	208.808	64.763	27.454 (13.727)	116.591
1990	235.647	75.007	36.808 (18.404)	123.832
1991	251.199	84.186	42.168 (21.084)	124.845
1992	277.739	96.337	66.330 (33.165)	115.072
1993	287.291	116.307	69.006 (34.503)	101.978
1994	313.130	116.259	84.208 (42.104)	112.663

Fuente: Instituto de Estudios Fiscales. Subdirección General de Estudios Tributarios.

III. LA DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA 1982-1998 A PARTIR DE DATOS FISCALES

1. Evolución de la desigualdad en España, 1982-1998

A partir de los microdatos del *Panel de declarantes del IEF*, en este apartado se evalúa la distribución de la renta en España para el período comprendido entre los años 1982 y 1994. Además, se incluye, con una mera intención de complemento, la información correspondiente al período 1995-1998, aunque en este caso las mediciones realizadas proceden de los datos agregados facilitados por la AEAT correspondientes al IRPF de esos años, por lo que existen problemas serios de comparabilidad entre las dos series consideradas.

El análisis de desigualdad realizado a partir de los microdatos del panel ha sido desarrollado considerando como unidad de análisis el «hogar fiscal». En este sentido, el denominado hogar fiscal se corresponde con la definición legal de «unidad familiar» establecida en cada momento por la normativa del IRPF. En el período contemplado, la unidad familiar está compuesta por los cónyuges, así como por los hijos menores de edad de ellos dependientes. A partir de 1992, también merecían esta tratamiento, diferenciado del estrictamente individual de los solteros, las familias monoparentales con hijos menores de edad (7).

Esta opción supone que, para el subperíodo 1988-1994, las declaraciones separadas de los cónyuges en un matrimonio, cuando han optado por el régimen de tributación individual, han sido sumadas. En el subperíodo 1982-1987, como es sabido, la normativa vigente obligaba a acumular las rentas de ambos cónyuges, por lo que no existe la posibilidad de tratar a los cónyuges declarantes por separado. No obstante, para el subperíodo 1988-1994 incluimos información, en el cuadro número 4, sobre la desigualdad medida por declarantes, sin agrupar las rentas de los cónyuges que optaron por la declaración separada. Asimismo, en la extensión del estudio con datos agregados de la AEAT, la información disponible obliga a tratar únicamente al «declarante» (o, en el caso de declaraciones conjuntas, a la «unidad familiar declarante») como unidad de análisis.

La magnitud que hemos identificado con el concepto de «renta económica» ha sido obtenida a partir del concepto fiscal de «base imponible regular o general» vigente en cada normativa del IRPF. Se ha optado por descartar la información sobre rentas irregulares y sobre variaciones patrimoniales de ciclo superior al año, pues ésta carecía de la calidad mínima para su consideración. En cualquier caso, debe aclararse que se trata, en términos relativos, de componentes muy reducidos en la mayor parte de los casos. Asimismo, debemos destacar que la información sobre las distintas fuentes de renta computadas se corresponde con la extraída de los registros que integran el panel, por lo que los ajustes realizados siempre han

CUADRO N.º 2

DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1982-1994, A PARTIR DEL IRPF

Año	GINI RENTA	Renta media	Unidades
1982	0,331931	1.096.580	3.000
1983	0,339177	1.213.661	3.000
1984	0,335637	1.336.394	3.000
1985	0,362265	1.418.774	3.000
1986	0,373714	1.498.067	3.000
1987	0,385935	1.624.203	3.000
1988	0,408831	1.829.876	3.000
1989	0,413603	1.957.481	3.000
1990	0,414792	2.155.653	3.000
1991	0,416594	2.322.710	3.000
1992	0,405352	2.356.604	3.000
1993	0,411628	2.551.905	5.906
1994	0,398321	2.625.177	5.420

Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* del IEF.

CUADRO N.º 3

DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1988-1994, A PARTIR DEL IRPF (UNIDADES DECLARANTES)

Año	GINI RENTA	Renta media	Unidades
1988	0,396594	1.777.463	3.000
1989	0,415180	2.011.735	3.000
1990	0,426095	2.150.628	3.000
1991	0,423664	2.399.431	3.000
1992	0,402535	2.517.657	3.000
1993	0,385102	2.258.925	6.672
1994	0,374249	2.279.106	6.243

Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* del IEF.

partido de la propia información contenida en el mismo.

En particular, los ajustes propuestos sobre el concepto de «base imponible regular» han sido los siguientes:

a) En el subperíodo 1982-1991, se ha añadido el importe de los gastos deducibles del trabajo por cuenta ajena (fundamentalmente, cotizaciones a la seguridad social y gastos de difícil justificación), por entender que se corresponden bien con mecanismos de diferimiento de rentas, bien con tratamientos correctores del gravamen de las rentas de esta fuente. Se han incorporado también, para cada registro, los rendimientos netos del capital inmobiliario correspondientes a viviendas no arrendadas, lo que supone no minorar para el cómputo de la base imponible regular ni los intereses deducibles por vivienda habitual ni las cuotas del IBI cuando eran deducibles, ni imputar la renta por uso o disfrute de la vivienda no arrendada.

b) A partir de 1992, y hasta 1998, período de vigencia de la Ley 18/1991 del IRPF, además de los ajustes comentados, también se ha añadido al concepto de base imponible regular el importe practicado como reducción legal de los rendimientos del capital mobiliario, pues se trata de un tratamiento corrector para estas rentas.

Para la medición de la desigualdad, hemos optado por utilizar, dentro de este primer análisis, el índice de Gini. En particular, hemos empleado en el trabajo con los microdatos la expresión propuesta por Lerman y Yitzhaki (1989):

$$G = 1 + N^{-1} - (N^2 \cdot \mu)^{-1} \cdot 2(y_N + 2y_{N-1} + 3y_{N-2} + \ldots + Ny_1$$

Los resultados del análisis de la desigualdad obtenidos para el período 1982-1994 figuran en los cuadros n.os 2 y 3. Asimismo, se recoge la evolución de la renta media en el período, en sus valores monetarios corrientes. También se incluye información sobre el número de unidades de análisis de la muestra considerada. Como hemos indicado, para el subperíodo 1994-1998 se ha calculado la desigualdad a partir de los datos agregados del IRPF para toda la población, ofrecidos por la AEAT. La magnitud evaluada se identifica con el mismo concepto de renta considerado para el subperíodo 1982-1994. En este análisis se ha incluido también la información correspondiente al año 1994, para poder observar el arranque del subperíodo con esta otra fuente. Estos valores se incluyen en el cuadro n.º 4.

A partir de los indicadores obtenidos en el análisis realizado, una evaluación de la evolución de la desigualdad en España en las décadas de los años ochenta y noventa obliga a diferenciar distintos períodos, de acuerdo con las tendencias observadas. Así, desde 1982 hasta 1984, los datos fiscales manejados nos informan de un cierto mantenimiento de la desigualdad de la renta, establecida ésta en los niveles más bajos de todo el período estudiado. A partir de 1985, y hasta 1991, se produce un crecimiento sostenido año a año de la desigualdad, que se sitúa en su nivel máximo en este año, aunque el ritmo de evolución anual se modera a partir de 1988. Independientemente de las implicaciones que el uso de una fuente como el *Pa-*

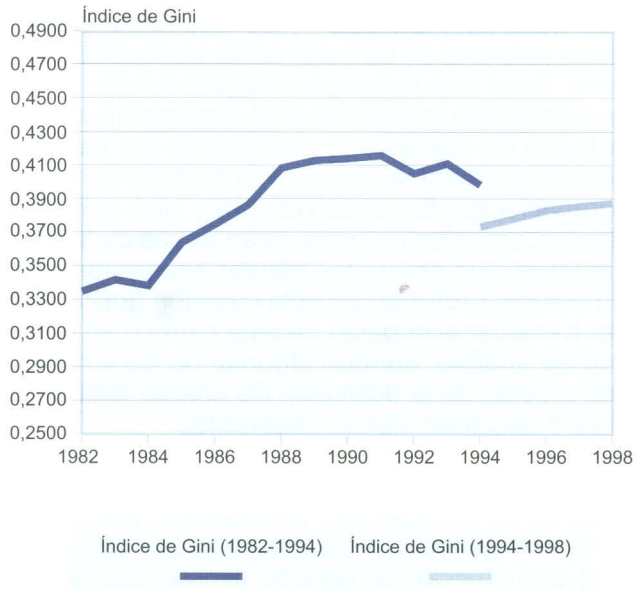
CUADRO N.º 4

DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1994-1998, A PARTIR DEL IRPF

	DESIGUALDAD (UNIDADES DECLARANTES)		
Año	*GINI RENTA*	*Renta media*	*Unidades*
1994	0,372342	2.332.187	13.611.759
1995	0,377079	2.389.043	14.158.155
1996	0,382631	2.472.620	14.657.443
1997	0,384983	2.518.539	15.000.358
1998	0,386982	2.630.000	15.424.100

Fuente: Agencia Estatal de Administración Tributaria. *Estadísticas IRPF.*

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA (1982-1998)



nel de declarantes por IRPF tiene, según ya se ha apuntado, debemos destacar que este período coincide con el de importante auge económico experimentado por la economía española en la segunda mitad de los ochenta. Sin duda, otros factores, como nuestra integración en 1986 en la Unión Europea (entonces Comunidad Económica Europea), la entrada en vigor ese mismo año del IVA, con lo que esto supuso para el afloramiento de actividades empresariales y profesionales hasta ese momento opacas, o los propios cambios en la normativa del IRPF (como la inconstitucionalidad de la obligación de la tributación conjunta en los matrimonios a partir del ejercicio fiscal de 1988), han de influir en estos índices de desigualdad calculados.

En un segundo subperíodo, iniciado en el año 1992, la desigualdad tiende a reducirse si se observa como final del mismo el año 1994, aunque con un comportamiento errático año a año. En este caso, esta evolución puede ponerse en relación con la entrada súbita en la recesión económica de 1992, con puntos álgidos en 1993 y 1994. Otros factores a tener en cuenta en este período de recesión, posiblemente explicativos de esta tendencia, son la posible caída de rentas por debajo de los umbrales de declaración, con salidas importantes del mercado de trabajo, lo que para una base de datos como la utilizada supone, al quedar integrada únicamente por los individuos que mantienen sus rentas. Si además se tiene en cuenta que los individuos con rentas más flexibles, y posiblemente situados en la parte alta de la distribución, también vieron reducidas algo sus rentas, parece razonable explicar esta evolución cíclica como tendencia a la reducción de la desigualdad. Debe tenerse en cuenta, asimismo, que a partir de 1994, la normativa del IRPF comenzó a incorporar como renta sujeta y no exenta los subsidios por desempleo, también regulados restrictivamente a partir de ese año.

Por lo que respecta a la extensión de información que hemos realizado para el período 1994-1998, aunque los datos no son homologables con la serie obtenida hasta 1994, podemos concluir que la tendencia mostrada por la desigualdad es al alza (gráfico 1). De nuevo, debemos apuntar que desde 1995 se inicia una fase de crecimiento destacado de la economía española, en la que volvemos a encontrar esta relación positiva respecto de la evolución de la desigualdad. No obstante, las cautelas de la fuente informativa en este caso deben recordarse, además de las propias de la agregación de los datos. En particular, cabe reiterar, aunque ahora con sentido inverso, el carácter de «base de declarantes» que estas fuentes fiscales poseen, lo que supone que en etapas de crecimiento económico se ve incrementado el número de declarantes. Las hipótesis sobre la parte de la distribución por la que entran los nuevos perceptores de rentas declaradas no están suficientemente contrastadas, siendo una cuestión interesante de estudio pendiente de abordar. No obstante, la tendencia para este subperíodo revela claramente un crecimiento de la desigualdad.

Por último, debemos comentar que cuando se ha considerado la desigualdad en el subperíodo 1988-1994 a partir de las unidades declarantes —es decir, sin agregar la declaraciones separadas en los matrimonios que optan por el régimen de tributación individual—, los resultados diferenciales respecto de su tratamiento como unidad familiar fiscal son heterogéneos (ver cuadro n.º 3). La explicación la encontramos, a nuestro juicio, en la forma no demasiado definida de los cambios que experimenta la distribución de renta con estas agregaciones. En otras palabras, qué combinaciones de niveles de renta están detrás de los matrimonios que optan por tributar separadamente. Un estudio profundo de esta cuestión podría ayudar a evaluar el impacto de este cambio en la unidad de análisis, aunque algunas de las limitaciones propias de la definición de unidad familiar en el IRPF seguirían siendo insalvables.

Las tendencias que se desprenden de los indicadores de desigualdad estimados presentan alguna divergencia con las obtenidas por otros estudios que abarcan un período similar. Los resultados de Oliver *et al.* (2001) con la *Encuesta continua de presupuestos familiares* revelan que la desigualdad registró una tendencia moderadamente decreciente durante la segunda mitad de los años ochenta, y una relativa estabilidad, o incluso una leve tendencia al alza, en la primera mitad de los noventa. Las estimaciones de Cantó (2000) con la misma fuente ofrecen un panorama similar.

Las posibles razones de la divergencia de resultados se encuentran, fundamentalmente, en las discrepancias de conceptos y variables señaladas en apartados anteriores. Los registros fiscales informan más sobre el comportamiento de las rentas individuales que sobre el conjunto de rentas del hogar. Dichas rentas se ajustan, además, en los trabajos citados con distintas escalas de equivalencia. La tendencia al alza de la desigualdad en los años ochenta que resulta de los datos del panel no entra en contradicción con los resultados obtenidos por otros trabajos dedicados a analizar el reparto de las rentas individuales (Álvarez *et alii,* 1996, y Sastre, 1999).

No hay que olvidar, además, que la exención de presentar la declaración de los perceptores de rentas más bajas puede mediatizar la relación entre los indicadores de desigualdad obtenidos y el cambio del ciclo económico. Distintos trabajos han mostrado la existencia de cierta relación entre la caída de la demanda de trabajo, propia de las fases recesivas, y los cambios en la posición de los perceptores de rentas más bajas (Ayala y Palacio, 2000). Una hipótesis razonable, a partir de estos datos, es que en las fases recesivas la población activa más inestable, como se señaló, como parados y trabajadores con baja cualificación, salen del *Panel de declarantes*, al descender sus rentas por debajo del mínimo exento. Tal proceso, unido a la contención o caída de las rentas más altas, estrecharía la distribución. Lo contrario sucedería en las fases expansivas, en las que estas rentas se incorporan de nuevo a la distribución —en su cola inferior— ampliándose el rango de rentas y, con ello, la desigualdad.

2. La explicación de la desigualdad de la renta con las fuentes fiscales

Los estudios generales sobre la distribución de la renta en España consisten, generalmente, en estimaciones de una batería amplia de indicadores de desigualdad, acompañada, frecuentemente, de distintos análisis de sensibilidad para comprobar la robustez de las tendencias. No son abundantes los trabajos que vinculan los cambios en esos indicadores con posibles relaciones causales. El desequilibrio entre medición y explicación tiene su principal raíz en los límites de la información disponible. Los datos sobre determinados tipos de rentas o gastos relevantes para conocer los cambios en el proceso distributivo, como las rentas del capital y la propiedad o los ingresos del trabajo por cuenta ajena, suelen estar afectados por serios problemas de subestimación.

Una cuestión importante, en el ámbito de este trabajo, es, por tanto, si el análisis de la información procedente de las declaraciones tributarias puede contribuir a una mejor comprensión de los cambios en la distribución. A priori, el principal valor de estos datos para el análisis del comportamiento de la desigualdad radica más en el detalle con el que se recogen los distintos tipos de rentas objeto de gravamen que en la información referente a las características socioeconómicas de los perceptores. Esta última es mucho más limitada que la que suelen ofrecer las encuestas sobre los ingresos y gastos de los hogares. Fundamentalmente, se limita a la comunidad autónoma del declarante, la provincia y el municipio de residencia, y la relación con la actividad laboral que se deriva de la fuente principal de rentas.

Dichas características, salvo los factores territoriales, han ocupado tradicionalmente un lugar relativamente menor en la selección de particio-

nes de la población para la explicación de los cambios en la distribución de la renta. La mayoría de los trabajos que han tratado de descomponer las variaciones y la estructura de la desigualdad en España han tomado como principal criterio de clasificación de los hogares o individuos las variables referidas al nivel educativo (8).

Menos atención se ha prestado al análisis de la influencia que han podido tener los cambios en el peso y en la desigualdad de las fuentes de renta de los hogares. El hecho de que sea reducido el número de estudios que han tratado de descomponer la variación de la desigualdad según las fuentes de renta obedece tanto a la ausencia de una metodología tan firme como en el caso de la descomposición por grupos de población como a los problemas en la calidad de la información referente a algunos tipos de renta. En el período reciente, sin embargo, se ha desarrollado una creciente literatura sobre este tipo de descomposiciones de la desigualdad. En línea con los epígrafes anteriores, en éste se intentará aplicar estos avances a los datos disponibles del *Panel de declarantes por IRPF*.

a) *La descomposición de la desigualdad por fuentes de renta: aspectos metodológicos*

La descomposición de la desigualdad por fuentes de renta tiene como principal referencia las aportaciones pioneras de Shorrocks (1982 a y b). Sus trabajos tomaban como base la desigualdad en un momento fijo en el tiempo. Jenkins (1995) generalizó este análisis para descomponer las tendencias. El punto de partida de la metodología de la descomposición por fuentes de renta radica en la posibilidad de expresar la desigualdad como la suma de las contribuciones de los distintos tipos de renta. Si se da esta posibilidad, la desigualdad puede expresarse como:

$$I = \sum_f S_f$$

donde S_f es la contribución de la fuente de renta f. Esta contribución puede expresarse en términos relativos (s_f) dividiendo la contribución de cada fuente por el valor del indicador de desigualdad ($s_f = S_f / I$).

Para encontrar la regla que permite derivar la descomposición anterior, Shorrocks (1982a) utiliza la varianza como indicador básico de desigualdad. La desigualdad puede expresarse como el resultado combinado de la desigualdad de cada tipo de renta y de las interacciones que surgen de las desigualdades de las distintas fuentes:

$$\sigma^2(Y) = \sum_f \sigma^2(Y^f) + \sum_{j \neq f} \sum_f \rho_{jf} \sigma(Y^j) \sigma(Y^f)$$

donde ρ_{jk} es el coeficiente de correlación entre Y^j e Y^f. Si $\rho_{jk}=0$; la expresión anterior se transforma en:

$$\sigma^2(Y) = \sum_f \sigma^2(Y^f)$$

limitándose la estimación de la contribución de cada factor al cálculo de $\sigma^2(Y^f)$. Si $\rho_{jk} \neq 0$, es necesario algún procedimiento para asignar los efectos de la interacción entre las fuentes de renta a la contribución de cada factor. Frente a la posibilidad de introducir categorías separadas para cada uno de los términos de interacción, que daría lugar a un número elevado de contribuciones separadas para cada caso, Shorrocks opta por una regla de descomposición que consiste en un único valor por contribución. Concretamente, la contribución de cada factor f puede obtenerse como:

$$S_f(\sigma^2) = \sigma^2(Y^f) + \sum_{j \neq f} \rho_{jf} \sigma(Y^j) \sigma(Y^f) = cov(Y^f, Y)$$

De tal forma, como se señaló anteriormente, que la suma de las contribuciones de cada fuente de renta equivale a la desigualdad total. La contribución relativa sería entonces:

$$S_f(\sigma^2) = \frac{S_f(\sigma^2)}{\sigma^2(Y)} = \frac{cov(Y^f, Y)}{\sigma^2(Y)}$$

siendo $\Sigma_f s_f = 1$.

Jenkins (1995) traslada esta regla de descomposición al análisis de los cambios en el tiempo de los componentes de la desigualdad. El índice de desigualdad que utiliza no es, sin embargo, la varianza. Aunque Shorrocks demuestra que su regla de descomposición es independiente del indicador de desigualdad utilizado, hay otros índices que reúnen mejores propiedades para la descomposición por fuentes de renta. Especialmente problemático es el caso de índices insensibles a la existencia de valores nulos, que puede ser frecuente si se desagregan las fuentes de renta con un mínimo detalle. Uno de los índices que reúne esta propiedad es el derivado de la familia de índices de entropía con parámetro $c=2$ (GE(2)), equivalente a la mitad del coeficiente de variación al cuadrado:

$$I_2 = \frac{1}{\mu}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i - \mu)^2\right]^{1/2}$$

CUADRO N.º 5

FUENTES DE RENTA

Rentas del trabajo	+ Rendimiento neto del trabajo. + Gastos deducibles.
Rentas del capital y la propiedad	+ Rendimientos urbanos de inmuebles arrendados. + Rendimientos netos del capital mobiliario. + Reducción legal. + Imputación de bases imponibles positivas de sociedades transparentes. + Incremento de patrimonio regular.
Rentas mixtas	+ Rendimientos netos de actividades profesionales por estimación directa. + Rendimientos netos de actividades profesionales por estimación objetiva (coeficientes). + Rendimientos netos de actividades empresariales por estimación directa. + Rendimientos netos de actividades empresariales por estimación objetiva (coeficientes). + Rendimientos netos de actividades empresariales por estimación objetiva por signos, índices o módulos. + Total de cocientes de rendimientos netos irregulares. – Rendimiento irregular neto negativo de actividades empresariales o profesionales.

donde μ es la renta media de la distribución.

Siguiendo a Jenkins, si se utiliza I_2 la contribución absoluta de cada fuente de renta a la desigualdad es:

$$S_f = s_f I_2 = \rho_f \chi_f \sqrt{(I_2 I_f)}$$

donde ρ_f es la correlación entre la fuente *f* y la renta total y χ_f es la participación de cada fuente en el total de rentas.

Si el objetivo del análisis es la descomposición de las tendencias de la desigualdad en el tiempo, la expresión anterior debe formularse en forma de variación:

$$\Delta I_2 = I_2(t+1) - I_2(t) = \sum_f \Delta S_f = \sum_f \Delta\left[\rho_f \chi_f \sqrt{(I_2 I_{2f})}\right]$$

El cambio proporcional de la desigualdad puede obtenerse dividiendo ambos lados por la desigualdad inicial:

$$\%\Delta I_2 = \Delta I_2 / I_2(t) = \sum_f s_f \%\Delta S_f$$

De tal manera que el cambio en los niveles de desigualdad es el resultado exacto de los cambios en la contribución de cada fuente de renta. Tal conclusión permite identificar como determinantes últimos de la variación de la desigualdad las interacciones entre las distintas fuentes, el peso relativo de cada fuente de renta sobre el total y las desigualdades de cada tipo de renta.

b) *Resultados empíricos*

Los datos del *Panel de declarantes* ofrecen información suficientemente desagregada para el desarrollo de la metodología descrita en el apartado anterior. Para ello, es necesario agrupar los distintos tipos de renta que aparecen desglosadas en los diferentes apartados de la declaración del IRPF. Partiendo de la definición anterior de renta económica neta, es posible agrupar las distintas rentas en torno a tres grupos fundamentales, correspondientes a los factores tradicionales: rentas del trabajo por cuenta ajena, rentas de la propiedad y del capital, y rentas mixtas (cuadro n.º 5).

Las primeras incluyen los rendimientos netos del trabajo más los gastos deducibles, por las razones ya apuntadas en el segundo apartado. Más complicada es la delimitación de las rentas del capital, entre las que se ha incluido, además de las fácilmente identificables en las declaraciones, como inmuebles arrendados o rendimientos del capital mobiliario, la imputación de las bases imponibles positivas de las sociedades transparentes y las variaciones patrimoniales regulares. Bajo el epígrafe de rentas mixtas, se incluye el conjunto de rentas procedentes de la realización de actividades empresariales y profesionales, que comprenden tanto los rendimientos regulares como los irregulares.

Con tal desagregación, se han aplicado los criterios de descomposición de las variaciones de la desigualdad expuestos anteriormente. El período elegido ha sido la década comprendida entre me-

CUADRO N.º 6

DESCOMPOSICIÓN DE LA DESIGUALDAD POR FUENTES DE RENTA

		Rentas del trabajo	*Rentas de capital*	*Rentas mixtas*	*Renta total*
χ_f (porcentaje)	1986	79,0	8,4	12,6	100,0
	1994	78,7	8,6	12,7	100,0
ρ_f	1986	0,69	0,30	0,60	1,00
	1994	0,77	0,42	0,43	1,00
s_f (porcentaje)	1986	51,3	7,8	40,9	100,0
	1994	64,2	13,7	22,1	100,0
S_f	1986	0,2460	0,0375	0,1960	0,4794
	1994	0,2702	0,0578	0,0930	0,4210
ΔI_{2f} (porcentaje)	1986-94	11,4	33,3	–50,6	–12,2
$s_f \Delta S_f$ (porcentaje)	1986-94	5,0	4,2	–21,4	–12,2

Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* (panel puro).

diados de los años ochenta y el ecuador de los noventa. La elección de ese intervalo temporal responde a la posibilidad de establecer comparaciones con otros estudios que utilizan información de otras fuentes para ese mismo período, como la *Encuesta continua de presupuestos familiares*.

Los principales resultados se resumen en el cuadro n.º 6. Un primer resultado destacable es el diferente comportamiento de la desigualdad del conjunto de rentas respecto a la tendencia de cambio que apuntan las estimaciones de otros indicadores que hemos obtenido en el apartado III. La caída de la desigualdad es más pronunciada con el GE(2) que con el índice de Gini, que es más sensible a los cambios registrados por las rentas declaradas en torno a los valores medios. Más estable se ha mostrado durante el período considerado la participación de cada fuente de renta sobre el total. Las rentas del trabajo asalariado suponen un valor cercano al 80 por 100 de las rentas totales, con un peso muy reducido del resto de fuentes (aproximadamente un 8 por 100 para las rentas del capital y la propiedad y un 12 por 100 para las rentas procedentes de actividades empresariales y profesionales). No resulta extraña, por tanto, la elevada correlación entre las rentas del trabajo dependiente y las rentas totales, con coeficientes muy superiores a los del resto de fuentes.

En términos de la contribución relativa de cada fuente a la formación de la desigualdad, destaca, como anunciaban indirectamente los resultados anteriores, la mayor capacidad explicativa de las rentas del trabajo. Esta contribución, sin embargo, es inferior a lo que cabría esperar de acuerdo con su participación en el conjunto de rentas. Mientras que suponen un 80 por 100 del total de rentas, explican menos del 65 por 100 de la desigualdad. Lo contrario sucede con las rentas de capital y, sobre todo, con las rentas mixtas, en las que la contribución a la desigualdad casi duplica la participación en las rentas totales.

Tal divergencia debe atribuirse a los diferentes niveles de desigualdad en el reparto de cada fuente de renta. Los datos confirman la apreciación intuitiva de que las rentas del trabajo dependiente presentan indicadores de desigualdad muy inferiores a los de las rentas del capital y la propiedad, y a los correspondientes al reparto de las rentas procedentes del ejercicio de la actividad por cuenta propia. Estas dos últimas fuentes están concentradas, por definición, en grupos de población más reducidos y heterogéneos.

Se aprecian, sin embargo, cambios importantes en la desigualdad de cada fuente que permiten identificar las causas del cambio en la explicación de la desigualdad global. Tal cambio se ha caracterizado por una mayor capacidad explicativa de salarios y rentas de la propiedad, de forma paralela a una pérdida de peso de las rentas mixtas, que de un 40 por 100 pasan a explicar sólo algo más de una quinta parte de la desigualdad global. Tal resultado se produce como consecuencia del aumento de las desigualdades salariales, ya pronosticado por otros estudios que utilizaban tanto registros fiscales (Melis y Díaz, 1993 o Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta, 1998) como otras fuentes, como la *Encuesta de salarios* y la *Encuesta de coste laboral* (Álvarez *et al.*, 1996) o *los datos administrativos de la seguridad social* (Bover, Bentolila y Arellano, 1998). Un proceso similar fue el seguido por las

rentas de capital, con una marcada tendencia al alza de la desigualdad durante este período.

Las razones de que la desigualdad en las rentas declaradas disminuyera deben atribuirse a los cambios en la estructura de rentas empresariales y profesionales. La abrupta caída de la desigualdad supuso un efecto más que compensador de la tendencia contraria registrada por el resto de rentas. A diferencia de éstas, sin embargo, existen pocos elementos de contraste en otras fuentes que permitan confirmar si se trata de un resultado robusto. La única fuente comparable podría ser la *Encuesta de presupuestos familiares*. Ésta no abarca, sin embargo, el mismo período de referencia, dado que se concentra básicamente en lo sucedido en la década de los ochenta. El contraste con los datos de la Contabilidad Nacional revela, además, que el grado de subestimación de las rentas de las actividades profesionales y empresariales es muy superior al de otras fuentes de renta, al rozar el 50 por 100 del total (Sanz, 1995). Los estudios disponibles confirman, en cualquier caso, un patrón para ese período similar al que se desprende de los registros fiscales: una desigualdad muy superior a la de otras fuentes de renta y un pronunciado descenso de ésta a lo largo de los años ochenta (Álvarez *et al*., 1996).

IV. LA MOVILIDAD DE RENTAS EN LOS REGISTROS FISCALES

Una de las principales ventajas de los registros fiscales sobre el resto de fuentes disponibles para el estudio de la distribución de la renta en España es el carácter sistemático de las declaraciones tributarias. La naturaleza de panel, propia de cualquier fuente administrativa que recoja sistemáticamente información de los individuos u hogares durante períodos prolongados, convierte a los registros en una de las pocas vías para el análisis longitudinal del proceso distributivo. La Administración tributaria dispone de información sobre el conjunto de rentas declaradas por los mismos contribuyentes desde comienzos de los años ochenta hasta los años centrales de la década de los noventa. Se trata, por tanto, de la única fuente sobre ingresos que hace posible la evaluación en el largo plazo de los cambios en el nivel de renta de los hogares españoles y de su posición en la distribución.

Los límites naturales de esta fuente, ya revisados en apartados anteriores, reducen sin embargo la utilidad de estos datos para el análisis dinámico de la desigualdad. El hecho, ya reiterado, de no contar con la cola inferior de la distribución real, o la imposibilidad, en algunos casos, de diferenciar el componente de cambio de las rentas debido a factores estrictamente económicos del derivado de las modificaciones de la regulación fiscal o el cumplimiento de las obligaciones tributarias, relativizan las posibilidades de esta fuente para los fines propuestos. No obstante, la riqueza de la información permite ofrecer una visión global del comportamiento de la desigualdad que hasta ahora se había visto muy limitada por la ausencia de fuentes. En este apartado se pretende evaluar qué se puede conocer de la movilidad de ingresos en España a partir de los registros tributarios mediante la aplicación de los indicadores más utilizados en el estudio dinámico de la distribución de la renta.

1. La utilidad de los registros fiscales en el análisis de la movilidad de ingresos

El análisis de la movilidad de ingresos se ha convertido en una de las líneas más relevantes en el estudio de la desigualdad y la pobreza. Frente a los estudios de corte estático, en los que se describe cuál es la situación en términos de resultados y grupos de riesgo en distintos cortes del tiempo, el proceso distributivo tiene un carácter esencialmente dinámico. Esta dimensión exige añadir a los análisis tradicionales una visión temporal más amplia de los resultados obtenidos. Esta realidad es especialmente relevante en el análisis del extremo inferior de la distribución. Como suele expresarse coloquialmente, las implicaciones de estar un día o varios años en una «mala habitación» no son iguales.

Desde la perspectiva del conjunto de la distribución de la renta, caben pocas dudas de que los cambios a lo largo del tiempo en los niveles de ingresos de los hogares pueden tener un efecto amortiguador de la desigualdad. Si la movilidad es alta, es probable que un individuo u hogar que en el momento inicial se ubicara en los estratos con rentas más bajas no ocupara esa misma posición en el período siguiente. Esa misma probabilidad, pero en sentido inverso, podría afectar a los hogares que inicialmente gozaban de una situación más favorable. Cuanto más frecuentes sean estas transiciones, menor será la desigualdad a largo plazo. Si la desigualdad, sin embargo, registra aumentos interanuales de manera casi sistemática durante un período prolongado, resulta necesario que se den aumentos paralelos de la movilidad para que pueda ejercer un efecto amortiguador.

Tales cuestiones han adquirido una relevancia cada vez mayor en los últimos años. Los cambios en las tendencias de la desigualdad y la pobreza en la mayoría de los países industrializados y el creciente arraigo de modelos muy distintos —anglosajón y centroeuropeo—, a partir de resultados y políticas económicas y sociales cada vez más diferenciadas, han situado la movilidad en el centro del debate sobre el alcance de la desigualdad en las sociedades contemporáneas. Se contrapone, a menudo, la realidad norteamericana y, en menor medida, la británica, de creciente desigualdad y altos niveles de pobreza, medida en términos relativos, a la experiencia centroeuropea, donde la desigualdad y la reducción de la intensidad protectora de las políticas redistributivas han mostrado un comportamiento más moderado. El argumento central del debate es si el aumento observado en la desigualdad —ya sea en las rentas de los hogares o en la distribución salarial— en Estados Unidos podría justificarse por una mayor movilidad de ingresos asociada a una mayor igualdad de oportunidades.

Tal debate remite obligatoriamente al análisis comparado de experiencias. Se trata, sin embargo, de una difícil tarea ante la carencia de datos de panel sobre hogares con información suficientemente homogénea. Aun así, existen evidencias que permiten relativizar la exactitud de la afirmación anterior. La revisión de estudios que realizan Gottschalk y Smeeding (2000) les permite concluir que mientras que Estados Unidos es un país de referencia en el análisis de la desigualdad, debido a sus altos indicadores en el contexto de la OCDE, no sucede lo mismo cuando se compara la movilidad de rentas, al acomodarse su experiencia a la media de otros países de la OCDE. Así sucede cuando se comparan sus indicadores con los de los países nórdicos (Aaberge *et al.*, 1997) o con los de algunos países centroeuropeos (Burkhauser *et al.*, 1998). Las estimaciones de los cambios en la movilidad no revelan, además, que el caso estadounidense sea paradigmático en el crecimiento de este proceso. Distintos trabajos realizados con el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) ponen de manifiesto que no puede afirmarse que el crecimiento de la economía desde mediados de los años ochenta haya reducido significativamente la desigualdad o incrementado la movilidad (Gottschalk, 1997).

Recientemente han aparecido distintos estudios que tratan de evaluar las diferencias en la movilidad de rentas y en la dinámica de la pobreza en los países miembros de la Unión Europea. El desarrollo de las sucesivas olas del *Panel de hogares de la Unión Europea* (PHOGUE) debe permitir, sin duda, un desarrollo creciente de las comparaciones sobre el alcance de estos procesos. Se trata de una fuente única para su estudio comparado, debido a la armonización de los cuestionarios y a la homologación de las definiciones. La evidencia hasta ahora disponible permite apreciar que existen diferencias importantes entre países en las transiciones de los hogares hacia posiciones en la distribución de la renta distintas de la inicial (Maître y Nolan, 1999). Con datos de 1994 y 1995, Grecia, Dinamarca y el Reino Unido presentan los porcentajes más altos de movilidad —interpretada como el cambio hacia decilas distintas de las ocupadas en el primer año—, mientras que la situación contraria es la que registran Holanda, Luxemburgo y Portugal. Según estos datos, España se sitúa en los valores medios del conjunto de países con información disponible.

En el caso español, aparte de las explotaciones de las primeras olas del PHOGUE, son reducidas las evidencias empíricas sobre el dinamismo de la distribución de la renta. La ausencia de bases de datos longitudinales ha limitado el contraste empírico de las hipótesis de movilidad de los ingresos (9). Dos excepciones son los trabajos de Sastre (1999) y Cantó (2000). En el primero de ellos se utiliza la *Encuesta de presupuestos familiares* para aplicar la metodología propuesta por Chakravarty, Dutta y Weymark (1985), que, expresado sucintamente, descansa en la comparación del bienestar asociado a la distribución de renta final con la distribución que habría resultado en ausencia de movilidad. Más que para examinar el grado de movilidad de los ingresos, se analiza para dos cortes del tiempo —los definidos por las dos últimas *Encuestas de presupuestos familiares*— el efecto que tiene la agregación de distintas fuentes de renta, especialmente los ingresos de las mujeres dentro del hogar. Cantó (2000) explota las posibilidades del carácter de panel rotatorio de la *Encuesta continua de presupuestos familiares*. Sus resultados revelan un aumento de la movilidad de ingresos en la segunda mitad de los ochenta y un moderado descenso en los primeros noventa. Datos no muy distintos de los obtenidos para otros países con fuentes y períodos de referencia comparables.

El interés de la cuestión dinámica, por tanto, y la carencia de bases de datos con períodos de observación suficientemente amplios en el caso español ponen de relieve la importancia que pueden tener los registros fiscales en el estudio de la movilidad (10). El *Panel de declarantes por IRPF* consti-

tuye una fuente especialmente valiosa por la disponibilidad de información sobre rentas de los mismos individuos durante más de una década y media. Para explorar las posibilidades de esta fuente en el estudio de los procesos dinámicos de la distribución de ingresos, se ha construido una muestra constante con 3.706 unidades para el período comprendido entre 1982 y 1994. La existencia de un tratamiento fiscal de la familia diferente en algunos subperíodos, con la obligación de declarar conjuntamente las rentas hasta 1988 y la tributación conjunta compatible con la declaración individual posterior, ha obligado a agregar las unidades fiscales a partir de 1988 para mantener la homogeneidad de las series. Como en el apartado anterior, las diferencias normativas en el tratamiento de las rentas obliga igualmente a utilizar el concepto de renta homogéneo para todo el período ya definido.

La riqueza de la información longitudinal de los registros fiscales no debe ocultar, sin embargo, la existencia de algunos límites para el análisis de la movilidad de ingresos. Algunos de estas dificultades son las propias de cualquier análisis de la desigualdad que se pueda hacer a través de las fuentes fiscales, como la no declaración de rentas o los cambios en el cumplimiento fiscal (11). Existen, además, otros límites específicos en el análisis de las cuestiones relativas a la movilidad. El propio hecho de contar con un panel puro —muestra constante— ciñe el análisis a lo que podríamos considerar el núcleo principal de declarantes de rentas. La exclusión, además, de algunos de los perceptores, cuyas rentas se sitúan por debajo del mínimo obligatorio para presentar la declaración, impide observar la movilidad hacia atrás de los individuos ubicados en la parte inferior de la distribución. El análisis se dirige, por tanto, al estudio preferente de la dinámica de las rentas medias. Otro problema, a diferencia de las encuestas de ingresos que sirven de base en los estudios citados para otros países, radica en el reducido número de características socioeconómicas de los perceptores de rentas. Resulta difícil evaluar las diferencias en la movilidad de las distintas categorías socioeconómicas en las que se puede descomponer el conjunto de la población (12).

A pesar de estos límites, la ausencia de fuentes comparables y la necesidad de completar la información ofrecida en el análisis estático de la desigualdad aconsejan la realización de un estudio básico sobre la movilidad a través del *Panel de declarantes del IRPF*. Antes de presentar los resultados obtenidos, se resumen las principales opciones metodológicas adoptadas.

2. La medición de la movilidad: aspectos metodológicos e indicadores

Tal como sucede en la estimación de la desigualdad de la distribución de la renta, la medición de la movilidad es el resultado de un largo proceso de disyuntivas metodológicas que hace especialmente sensibles los indicadores finales a las opciones adoptadas. Algunas de las decisiones que adoptamos son similares a las ya señaladas en el apartado correspondiente a la desigualdad. El *concepto de renta* que se va utilizar es el de renta económica neta, ya especificado en apartados anteriores. Éste resultaba de añadir a la base imponible regular los gastos de difícil justificación por rendimientos del trabajo personal y la reducción legal de los rendimientos del capital mobiliario, y de deducir los rendimientos netos del capital inmobiliario derivados de la disposición de vivienda en propiedad. La elección de la *unidad de referencia* viene determinada por el diferente tratamiento de los matrimonios perceptores de renta durante el período considerado. Las rentas de las declaraciones individuales de un mismo hogar se han agregado a partir de 1988 para conservar la homogeneidad de la serie anterior, en la que la declaración era obligatoriamente conjunta.

Las decisiones específicas del análisis de la movilidad se refieren al *plazo elegido* para observar las transiciones y a los indicadores diseñados para medir tales procesos. En relación con el primer aspecto, la cuestión es doble: qué período de percepción de rentas se considera —mensual, trimestral o anual, entre otras opciones— y qué intervalo temporal se selecciona para observar los cambios en la posición de los individuos u hogares. Respecto a la primera decisión, cabe señalar que suele estar determinada por la periodicidad marcada por la fuente de datos utilizada. Por tal razón, la mayoría de los estudios disponibles utilizan la renta anual. El hecho, sin embargo, de optar por la renta anual, en lugar de la mensual, no es neutral en términos de la movilidad de ingresos resultante (13). La movilidad mensual podría ser mayor que la anual si se dan importantes fluctuaciones en esos doce meses. Los hogares o individuos, de hecho, pueden compensar las pérdidas de ingresos en un período determinado mediante el consumo de ahorro o el recurso al endeudamiento. Tal posibilidad aconseja considerar períodos su-

periores al mensual para lograr un mayor acercamiento a las cifras reales de movilidad (14).

Para analizar distintas dimensiones de la movilidad, a partir de la renta anual estimamos indicadores referidos a plazos distintos. El año de referencia (t) es 1994, último para el que existe información disponible. La movilidad a corto plazo se evalúa teniendo en cuenta los cambios respecto al año anterior (t–1). Para observar la movilidad a medio y largo plazo, se adoptan como referencia tres, cinco y diez años.

Los indicadores escogidos son los más frecuentes en este tipo de estimaciones. La primera medida es el *índice de Hart*, en la formulación propuesta por Shorrocks (1993):

$$M_{HART}(Y) = 1 - \rho \cdot (\log y_{t-1}, \log y_t)$$

donde Y es un vector de rentas [$\mathbf{Y} = (y_1, y_2, \ldots, y_n)$], ρ es el coeficiente de correlación, y_t la renta del período de referencia, e y_{t-1} la renta del período anterior. Tal medida se incluye dentro de los indicadores que toman como referencia para interpretar la movilidad variables representativas de las distancias entre ingresos.

Un segundo indicador es el propuesto por Shorrocks (1978a) para interpretar la movilidad como el grado en que la desigualdad se reduce a medida que se agregan las rentas que cada unidad perceptora recibe en períodos sucesivos. El punto de partida es la consideración de medidas de la desigualdad que cumplan la siguiente condición:

$$I[Y] = g\left(\frac{Y}{\mu}\right)$$

donde μ es la media de la distribución ($\mu = \Sigma_i y_i/n$, asumiendo que $\mu > 0$) y $g(\cdot)$ es una función de las rentas relativas estrictamente convexa.

Si tenemos información sobre los ingresos de los hogares para distintos momentos del tiempo, la forma más intuitiva para observar la movilidad en los términos expresados es comparar la desigualdad de cada año con la correspondiente al conjunto del período. Esta última se obtiene agregando las rentas de cada subperíodo k:

$$\mu(t_0, t_n) = \sum_{k=1}^{n} \mu(t_{k-1}, t_k)$$

Para cualquier índice que satisfaga la condición anterior de estricta convexidad de las rentas relativas, debe cumplirse que:

$$I[Y(t_0, t_n)] \leq \sum_{k=1}^{n} w_k I[Y(t_{k-1}, t_k)]$$

donde el factor de ponderación w_k es el porcentaje de la renta agregada que se recibe en el subperíodo k:

$$w_k = \mu(t_{k-1}, t_k)/\mu(t_0, t_n)$$

De la expresión anterior puede inferirse que la desigualdad se reduce a medida que aumenta el período de percepción de rentas. Una forma de medir la movilidad, por tanto, es comparar la desigualdad en distintos sub-períodos (t_{k-1}, t_k) dentro del intervalo de referencia (t_0, t_n). El índice de movilidad propuesto por Shorrocks es:

$$R = \frac{I[Y(t_0, t_n)]}{\sum_{k=1}^{n} w_k I[Y(t_{k-1}, t_k)]}$$

donde R es una medida de la rigidez de las rentas. Si la movilidad es nula, R adquiere el valor 1. El extremo opuesto sería el de completa movilidad, $R=0$, que surge cuando la distribución se va igualando hasta la perfecta equidistribución al final del período [$I\,(Y(t_0,t_n))=0$].

Aparte de estos indicadores, otra de las vías más intuitivas para el análisis de la movilidad es la construcción de *matrices de transición* indicativas de los cambios que ocupan los hogares o individuos en la distribución de la renta en distintos momentos del tiempo. La ventaja frente a otras medidas, como la correlación, radica en que los movimientos que éstas indican no tienen que ser necesariamente simétricos, con distinta probabilidad de que los hogares más ricos desciendan en la escala de renta y de que asciendan aquellos con menores ingresos.

Se trataría de una matriz cuadrada ($P_{n \times n}$) donde n es el percentil seleccionado y cuyos coeficientes (p_{ij}) serían las probabilidades de pertenecer en un momento determinado a percentiles distintos del inicial:

$$p_{ij} = \Pr(y_{ik} \in D_j \,/\, y_{ik-1} \in D_l)$$

donde D_i y D_j representan los percentiles de la distribución de ingresos en los dos momentos elegidos.

La elección de los percentiles de renta tampoco es neutral sobre los resultados. La mayoría de los estudios optan por las decilas o por las quintilas de renta. Se trata de un intercambio entre una mayor representatividad muestral —si se opta por estratos de renta más amplios— o una mejor interpretación de los movimientos entre grupos de renta. La distribución por quintilas, al agregar más las rentas, puede ocultar movimientos de los hogares o individuos entre las decilas inmediatas. Dado que los estudios con datos españoles optan mayoritariamente por una matriz 10 x 10, seguimos también aquí el criterio de partición por decilas.

La información que proporcionan las matrices de transición puede sintetizarse en distintos indicadores. Los más básicos serían los movimientos desde la decila con rentas más bajas hacia los intervalos con rentas superiores ($\Delta_{D1\rightarrow D2,\ldots D10}$) o desde la decila con rentas más altas hacia abajo ($\nabla_{D10\rightarrow D9,\ldots D1}$). Shorrocks (1978b) resume estos movimientos tomando como referencia la diagonal de la matriz de transición. Es posible definir un indicador de movilidad a partir de la ausencia o no de transiciones hacia otras decilas:

$$M(P) = \frac{n - tr(P)}{n - 1}$$

donde *tr* es la traza de la matriz de transición y *n* el número de percentiles y, por tanto, de filas y columnas de la matriz. Cuanto mayor sea la probabilidad de permanecer en el mismo estrato de renta mayor será el valor de la traza y menor, por tanto, el índice. Si todos los individuos u hogares siguieran en el mismo percentil de renta (movilidad nula), el índice sería 0.

3. Principales resultados y tendencias

La aplicación de la batería de indicadores revisados en el apartado anterior a los datos del *Panel de declarantes por IRPF* permite extraer algunas conclusiones relevantes sobre el alcance de la movilidad de ingresos según esta fuente. La primera de ellas es un comportamiento de las rentas menos dinámico que el que resulta del uso de otras fuentes o el presente en otros países. Todos los indicadores presentan, en general, valores que reflejan una importancia relativamente reducida de las transiciones de los distintos perceptores en la escala de rentas (cuadro n.º 7). Se confirma, sin embargo, un mayor número de transiciones en la cola baja de la distribución que en las rentas más altas, lo que corrobora lo ya apuntado por otros estudios, así como un incremento lógico de la movilidad de ingresos a medida que aumenta el período de observación.

Los valores que registra el índice de Hart son especialmente bajos, debido a la magnitud de la correlación de las rentas entre los distintos períodos. Incluso cuando el período de observación alcanza la década, tales coeficientes superan con holgura el valor de 0,6. El resultado es un valor para este índice muy reducido, que en el caso de la movilidad a corto plazo no llega a 0,1. Especialmente llamativo es el panorama que se desprende de la estimación de los índices de rigidez de Shorrocks, tanto cuando el indicador de desigualdad que se utiliza es el índice de Gini como cuando se opta por el de Theil (15). Los resultados para ambos indicadores expresan una elevada «rigidez de los ingresos», dada su cercanía a valores unitarios, que expresarían situaciones de nula movilidad. El salto en el valor del índice desde el primer período interanual a la consideración de una década completa es muy reducido.

Los indicadores asociados a las matrices de transición confirman el panorama anterior. Tanto el segundo indicador de Shorrocks (*M*) como las reubicaciones en estratos distintos del inicial presentan valores relativamente bajos. Se confirma también una mayor movilidad de rentas en el extremo inferior de la distribución que en las rentas más altas. Al cabo de un año, dos tercios de los perceptores de rentas pertenecientes a la decila inferior seguía en la misma posición. Dicha cifra se reducía hasta un tercio del total diez años después. Tales resultados contrastan con los correspondientes al 10 por 100 más rico, que seguía siéndolo en un 85 por 100 de los casos un año después, y en más de dos tercios del total transcurridos diez años.

No hay que olvidar, en cualquier caso, que la selección muestral y la amplitud del período de referencia reducen la comparabilidad con otros estudios, a la vez que fuerzan la obtención de indicadores de movilidad relativamente bajos. El hecho de contar con perceptores de rentas que han presentado declaraciones de IRPF sistemáticamente entre 1982 y 1995 reduce la posibilidad de grandes fluctuaciones de los ingresos. La exclusión, ya reiterada, además, de los perceptores con rentas

CUADRO N.º 7

INDICADORES DE MOVILIDAD
(Año de referencia: 1994)

	(t-1)	(t-3)	(t-5)	(t-10)
Hart	0,09	0,18	0,23	0,36
Shorrocks (M)	0,47	0,63	0,71	0,81
Shorrocks (R):				
Gini	0,98	0,96	0,95	0,91
Theil	0,96	0,92	0,90	0,80
$D_1=D_1$	0,64	0,52	0,47	0,35
$D_1\rightarrow D_2$	0,15	0,20	0,19	0,16
$D_1\rightarrow D_3$	0,10	0,10	0,11	0,15
$D_1\rightarrow D_4$	0,06	0,05	0,07	0,09
$D_1\rightarrow D_5$	0,03	0,05	0,08	0,05
$D_{10}=D_{10}$	0,85	0,73	0,68	0,59
$D_{10}\rightarrow D_9$	0,11	0,14	0,16	0,18
$D_{10}\rightarrow D_8$	0,02	0,08	0,07	0,09
$D_{10}\rightarrow D_7$	0,01	0,01	0,02	0,04
$D_{10}\rightarrow D_6$	0,00	0,01	0,02	0,03

Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* (panel puro).

más bajas, que son normalmente aquellos con mayores posibilidades de saltar de una decila a otra, constituye otro factor limitativo. Se trataría, por tanto, como ya se señaló, más de resultados indicativos de la dinámica de las rentas medias y altas que del conjunto de la distribución.

Una cuestión relevante en el análisis de la movilidad es si ésta ha registrado grandes cambios a lo largo del período considerado. Para hacer el análisis comparable con otros estudios sobre la desigualdad y la movilidad de rentas en España, se toma como referencia lo sucedido desde mediados de los años ochenta hasta mediados de los noventa. En dicho intervalo se sucedieron dos etapas de signo muy distinto en la evolución de la actividad económica y las rentas, marcada la primera por la tendencia expansiva del ciclo y la segunda por una corta, pero intensa, recesión.

La estimación de distintos indicadores de movilidad a corto plazo revela que, pese a esa distinta modulación del ritmo de actividad económica, el dinamismo de las rentas no registró grandes cambios. Dicha conclusión es extensible tanto a lo sucedido entre las dos fechas que marcan la apertura y cierre del período como a las variaciones interanuales registradas (gráficos 2 y 3). Para que los indicadores sintéticos de movilidad se modifiquen, tienen que darse movimientos simétricos del porcentaje de unidades que no cambian de decila. Tal simetría sólo se da, sin embargo, y muy moderadamente, al comienzo de los noventa. El segundo indicador de Shorrocks (*M*) muestra valores muy similares a lo largo de todo el período (16). Tales resultados no cambian sustancialmente cuando el período de referencia para evaluar la movilidad pasa de uno a tres años.

Una última cuestión guarda relación con la posibilidad de que la movilidad de rentas difiera entre distintos grupos de la población. La ausencia en el panel de declarantes de un número suficiente de características socioeconómicas de los perceptores de rentas dificulta una elaboración de particiones similar a la de otros estudios. Es posible, sin embargo, otra división de la muestra atendiendo a cuál es la fuente principal de ingresos: rentas del trabajo, rentas del capital y rentas mixtas.

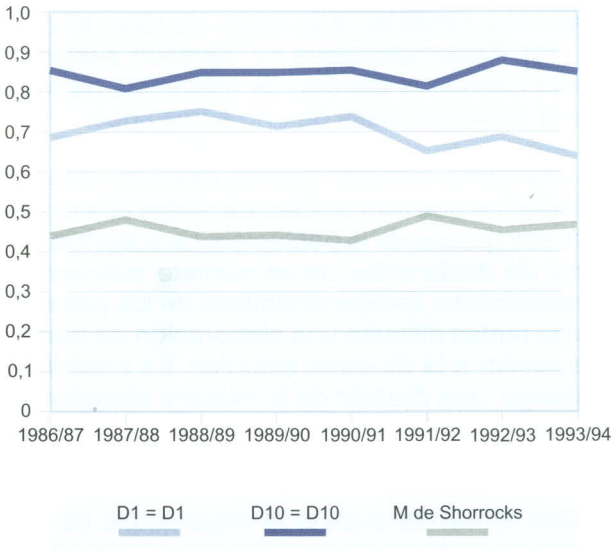
Una forma de evaluar la importancia de cada fuente de renta en las transiciones observadas es construir un indicador que relacione el peso relativo de cada grupo en el colectivo que no cambia de decila con el peso que tiene cada uno de estos grupos en la población total:

$$C=\left(s_{i\bar{D}}\,/\sum_{i=1}^{n}s_{i\bar{D}}\right)/\left(s_i\,/\sum_{i=1}^{n}s_i\right)$$

donde $s_{i\bar{D}}$ es el volumen de perceptores de rentas que siguen ubicados en la misma decila pertenecientes al grupo *i*, y s_i es el número total de perceptores de rentas cuya fuente principal de ingresos es *i*. Si el indicador presenta valores superiores a la unidad, puede hablarse de una sobrerrepresentación del grupo en cuestión en el segmento con menor movilidad de ingresos. Lo contrario sucede cuando los valores son inferiores a la unidad.

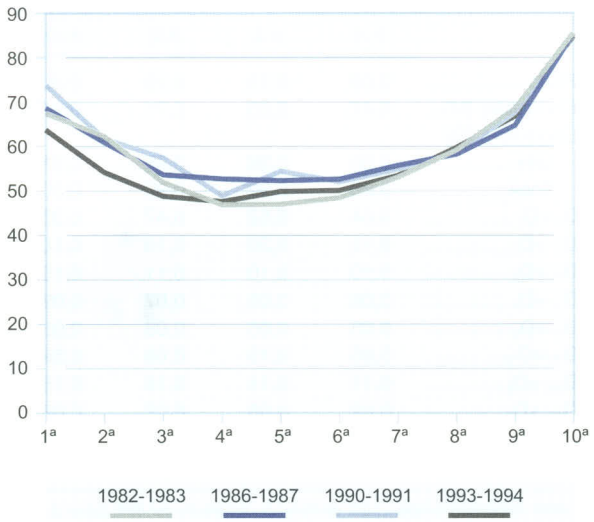
Los resultados obtenidos revelan que casi un 90 por 100 de las unidades perceptoras de rentas pertenecientes a la muestra fija presentan como fuente principal de ingresos las rentas del trabajo (gráfico 4). Tales porcentajes contrastan con los referidos a las rentas procedentes de actividades empresariales y profesionales (7 por 100) y a las rentas del capital (3 por 100). Tal distribución se altera, sin embargo, cuando se pone en relación con el peso de cada uno de estos tres grupos sobre el total de unidades que no cambian de decila en el período de observación. Los hogares dependientes de las rentas del trabajo presentan una menor movilidad que los otros dos colectivos, entre los que destaca el mayor dinamismo de las ren-

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DE LA MOVILIDAD (*t*-1, *t*)



Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* (panel puro).

GRÁFICO 3
DIAGONAL DE LA MATRIZ DE TRANSICIONES (*t*-1, *t*)



Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* (panel puro).

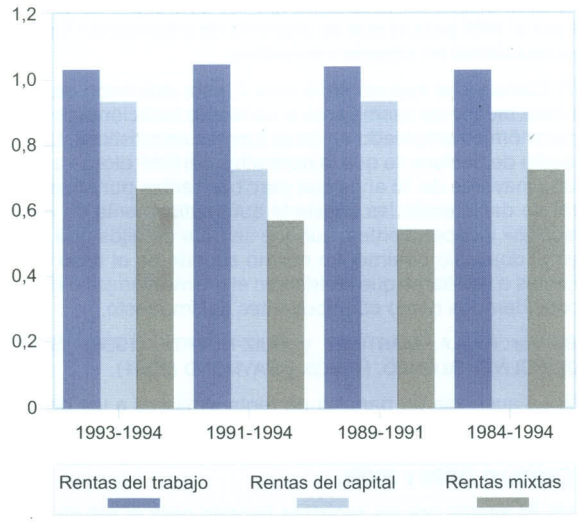
tas empresariales. Tales flujos son, por definición, más sensibles al ciclo y, por tanto, más volátiles. No obstante, las diferencias se reducen a medida que se amplía el período de análisis, si bien los datos de movilidad a medio plazo, que toman como referencia el cambio comprendido desde comienzos de la década de los noventa a sus años centrales, matizan tal conclusión.

5. CONCLUSIONES

1. El carácter de registro hace del *Panel de declarantes por IRPF* una fuente relevante en el estudio de la distribución personal de la renta en España. Existen, sin embargo, algunas diferencias importantes con otras fuentes, que deben considerarse a la hora de comparar los resultados sobre las tendencias de la desigualdad. Por definición, el panel se restringe a los individuos u hogares que cumplen regularmente con sus obligaciones fiscales, y deja fuera de la distribución a aquellos con rentas más bajas. Esto no impide que el número de observaciones sea mucho mayor que el de las encuestas, debido a su carácter de registro. La disponibilidad, además, de series anuales permite la realización de determinados tipos de análisis, como el estudio dinámico de las rentas, inviables con otras fuentes. No puede ocultarse, sin embargo, un problema importante de fraude fiscal, aunque sus implicaciones puedan ser similares a las derivadas del alto grado de subestimación de los ingresos en las encuestas a hogares. Probablemente, la mayor discrepancia radica en la definición de la unidad de referencia. La imposibilidad de la reconstrucción de una variable de renta equivalente del hogar limita la comparabilidad de los resultados con los de otros estudios, al informar el panel, básicamente, del reparto de los ingresos individuales.

2. Otra dificultad en la explotación del *Panel de declarantes por IRPF* para el análisis distributivo procede del concepto de renta que resulta de las declaraciones fiscales. Los tratamientos favorables de determinadas rentas, la introducción de estímulos para la inversión o la caracterización de algunas rentas como irregulares introducen ciertas desviaciones de las rentas declaradas respecto a la renta real. Tales dificultades se han tratado de subsanar mediante la definición de un concepto de renta económica neta, homogéneo para el conjunto del período considerado, a través de la realización de diversos ajustes. Persisten, sin embargo, ciertas dificultades, como la carencia de información sobre algunas variables básicas en el

GRÁFICO 4
PESO RELATIVO DE LOS COLECTIVOS SEGÚN FUENTES DE RENTA EN EL GRUPO SIN MOVILIDAD DE INGRESOS



Fuente: Elaboración propia a partir del *Panel de declarantes por IRPF* (panel puro).

caso de las rentas empresariales y profesionales o la reducida disponibilidad de datos sobre las rentas irregulares y las variaciones patrimoniales.

3. El estudio evolutivo de la desigualdad de la renta en España, para el período 1982-1998, a partir de los datos fiscales, muestra una tendencia creciente de ésta desde los primeros años ochenta hasta 1991. A partir de 1992, la tendencia, aunque con una cierta estabilidad, es de disminución de la desigualdad hasta 1994. A partir de 1995, con datos no estrictamente comparables con la serie anterior, se observa de nuevo una tendencia al crecimiento de la desigualdad. La comparación en términos de valores absolutos de los indicadores no es demasiado consistente por la referida modificación en los datos utilizados, además de la sensibilidad de estos valores a los índices de desigualdad que se empleen (en este caso, el índice de Gini, frente a los índices de Theil o de Atkinson). Tales resultados divergen de los obtenidos por otros estudios. Parte de estas diferencias pueden explicarse por la distinta unidad de análisis utilizada —ingresos individuales, frente a renta equivalente— y por el resto de diferencias conceptuales y metodológicas señaladas. Un indicador, sin embargo, de la consistencia de los resultados sobre desigualdad obtenidos con el panel es la similitud con los procedentes de otros trabajos dedicados al análisis de la distribución individual de la renta. Como hipótesis adicional, cabe destacar la posibilidad de un comportamiento procíclico de los perceptores de rentas más bajas, que saldrían de la muestra en las fases recesivas por poseer rentas inferiores al mínimo y entrarían de nuevo en las fases expansivas, con efectos notables, en cada caso, sobre la desigualdad observada.

4. El estudio de los factores explicativos de la desigualdad permite deducir que las rentas del trabajo, debido a su importante contribución al total de rentas (cerca del 80 por 100 de las rentas declaradas), constituyen el principal factor determinante de la desigualdad. No obstante, el hecho de que las diferencias en el reparto de estas rentas sea inferior a las de la propiedad, o a las procedentes de las actividades empresariales y profesionales, hace que su contribución sea inferior a la que cabría esperar de acuerdo con su peso relativo. A lo largo del período considerado, se han producido cambios importantes en la contribución de cada fuente de renta a la desigualdad total. Dichos cambios han estado protagonizados por el aumento de las desigualdades salariales, confirmado por otros estudios, y el comportamiento contrario de las rentas procedentes de las actividades empresariales y profesionales. La importante reducción de la desigualdad en el reparto de esta última fuente supuso un efecto más que compensador del incremento de la desigualdad en el resto de rentas.

5. La estimación de distintos indicadores de movilidad de ingresos y la elaboración de matrices de transición para varios años ha permitido obtener diversos resultados sobre la movilidad a largo plazo de las rentas en España. Los resultados obtenidos revelan un grado de movilidad considerablemente inferior al obtenido por los trabajos realizados con otras fuentes o a los de estudios de corte similar realizados en otros países. Algunas de estas divergencias pueden explicarse por los límites intrínsecos de nuestra base de datos para el análisis dinámico, a pesar de su estructura de panel. La necesidad de contar con una muestra de panel puro —individuos que declaran todos los años— ciñe las posibilidades de análisis al núcleo principal de declarantes de rentas.

6. Del análisis de los cambios en la movilidad en el período considerado se desprende que el dinamismo de las rentas no varió sustancialmente. Tales resultados se confirman con independencia

del indicador y del período de referencia elegido para ver las transiciones de ingresos. El análisis por grupos de perceptores, clasificados según su fuente principal de ingresos, revela que la movilidad es sensiblemente superior entre los perceptores de rentas procedentes de actividades empresariales y profesionales, más sensibles, por definición, al cambio cíclico.

7. Por último, creemos oportuno destacar la evaluación muy positiva que, a la vista de los resultados obtenidos, tiene la utilización de una base de microdatos fiscales como el *Panel de declarantes por IRPF* del Instituto de Estudios Fiscales. Sus potencialidades, como su regularidad anual, su extensión cuasi censal o su fidelidad a la información verificable, están detrás de esta relevancia, especialmente destacable para los estudios dinámicos de desigualdad. Sus limitaciones le confieren un cierto carácter complementario de otras fuentes estadísticas dentro de este tipo de estudios. En este sentido, debemos destacar aquí la preocupación por la continuidad de la serie disponible en el panel hasta la actualidad. Asimismo, tras la reforma en el IRPF aplicable desde 1999, y transcurridos casi tres lustros desde su diseño, parece esencial para la realización de este tipo de estudios, con el rigor exigible, una redefinición de este Panel, de acuerdo con las nuevas exigencias técnicas derivadas de los elevados umbrales de declaración que la actual legislación fiscal contempla.

NOTAS

(*) Agradecemos muy sinceramente a Mercedes Sastre (Universidad Complutense de Madrid) la ayuda que tan desinteresadamente nos ha proporcionado para la realización del presente trabajo. También queremos agradecer la asistencia prestada por Juan Manuel Castañer (Instituto de Estudios Fiscales) en relación con la definición de las muestras de microdatos empleadas en el trabajo. En ambos casos, su ayuda debe entenderse con la habitual cláusula de exoneración respecto de los posibles errores que puedan existir.

(1) Sobre esta diferencia y sus implicaciones para la medición de la desigualdad de la renta, con aplicación empírica al caso de España, puede consultarse SASTRE (1999).

(2) Estas limitaciones condicionan la conversión de la renta monetaria de las unidades fiscales en renta equivalente a través de la aplicación de escalas de equivalencia. Además, estas peculiaridades en la definición de los «hogares fiscales» restan, en cierto modo, trascendencia a este proceso de dimensionalización de la renta, pues su asociación con la idea de capacidad de compra de las familias no es demasiado consistente.

(3) Para garantizar el anonimato preceptivo de la información, los números de identificación fiscal son transformados en un número de registro específico del panel mediante un programa informático de generación de estos códigos de enlace.

(4) En CASTAÑER, ONRUBIA y PAREDES (1999) se ofrece una guía para la aplicación de estos procedimientos.

(5) Aquellos trabajos dirigidos a ofrecer perspectivas recaudatorias suelen salvar este problema mediante la aplicación de factores correctores posteriores a los ejercicios de microsimulación, basados en la evolución agregada de la tributación por este tipo de rentas.

(6) El arranque en 1982 corresponde con el primer ejercicio fiscal por el IRPF para el que se disponía de información fiable de las declaraciones en soporte informático.

(7) Como ya se expuso en la nota 2, esta definición de hogar fiscal dista mucho de asemejarse al concepto tradicional de hogar socioeconómico empleado en otras fuentes estadísticas. La consideración de declarante que la normativa del IRPF otorga a los individuos mayores de 18 años que perciben rentas por encima del umbral de declaración les convierte automáticamente en «hogares fiscales» independientes, aunque se trate de hijos que conviven en el domicilio paterno. Lo mismo sucede en el caso de ascendientes o familiares que residan en el mismo domicilio cuando son considerados como contribuyentes del impuesto.

(8) Ver AYALA, MARTÍNEZ y RUIZ-HUERTA (1996), SASTRE (1999) y OLIVER-ALONSO, RAMOS y RAYMOND (2001).

(9) La ausencia de paneles de renta similares a los de otros países no ha significado un freno en la búsqueda de nuevos indicadores y modelos teóricos de la movilidad de ingresos. Véase RUIZ CASTILLO (1999 y 2000).

(10) El interés por los registros fiscales para el estudio de la movilidad no es ni mucho menos nuevo. Incluso antes de que empezaran a elaborarse las bases longitudinales más conocidas, como el PSID estadounidense o el *German Socioeconomic Panel* (GSOEP), se realizaron estudios de la movilidad de rentas con datos de origen tributario. Ver KRAVIS (1962).

(11) Los problemas de subestimación y, en general, de contaminación de los datos en un año base pueden resultar todavía más problemáticos que en el análisis de la desigualdad. Ninguno de los índices habituales de movilidad se muestra robusto frente a este tipo de problemas de la información. Una síntesis de esos problemas se recoge en COWELL y SCHLUTER (1998).

(12) Los estudios realizados para otros países sobre las características determinantes de la movilidad en la distribución de la renta familiar asignan un papel principal a los cambios en la relación con la actividad laboral (JARVIS y JENKINS, 1997) y la composición del hogar (BANE y ELLWOOD, 1986). En el caso de la movilidad salarial, los datos parecen asignar mayor capacidad explicativa a la movilidad intragrupos que a las diferencias entre las distintas particiones de la población (RAMOS, 1999).

(13) GOTTSCHALK y DANZIGER (1997) ofrecen una revisión detallada de los problemas que suscita la elección del período de referencia.

(14) Como estos mismos autores argumentan, el plazo necesario puede reducirse considerablemente según cuál sea el colectivo que se quiere analizar. En hogares con sustentadores jóvenes o con bajos ingresos, el acceso al mercado de capitales normalmente es limitado, por lo que el período de referencia puede ser más corto.

(15) La diferencia en los indicadores de rigidez de las rentas propuestos por Shorrocks, según se utilice el índice de Gini o el Theil, se explica, fundamentalmente, por la conocida diferencia en el peso que concede cada uno a los cambios en las rentas de distintas partes de la distribución. El mayor peso que concede el índice de Gini a los cambios en el centro de la distribución, menos móvil por definición, da origen a resultados más moderados en términos de la movilidad de ingresos.

(16) Los resultados permiten apreciar dos saltos en la evolución de las transiciones de los perceptores de rentas más altas, correspondientes a 1987-88 y 1991-92. Ambos años coinciden

con períodos de reforma del IRPF, que pudieron afectar al comportamiento de las rentas más elevadas.

BIBLIOGRAFÍA

AABERGE, R.; BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M.; PALMER, M.; PEDERSEN, P. J.; SMITH, N., y WENNEMO, T. (1996), *Income Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries Compared to the United States*, Turku, Abo Akademi University.

ÁLVAREZ, C.; AYALA, L.; IRIONDO, I.; MARTÍNEZ, R.; PALACIO, J. I., y RUIZ-HUERTA, J. (1996), *La distribución funcional y personal de la renta en España. Un análisis de sus relaciones*, Madrid, Consejo Económico y Social.

AYALA, L.; MARTÍNEZ, y RUIZ-HUERTA, J. (1996), «La distribución de la renta en España desde una perspectiva internacional: tendencias y factores de cambio», en AA.VV., *La distribución de los recursos*, Fundación Argentaria-Visor, Madrid.

— (1998), «El mercado de trabajo y la distribución personal de la renta en España en los años noventa», *Ekonomiaz*, n.º 40, páginas 104-133.

AYALA, L., y PALACIO, J. I. (2000), «Hogares de baja renta en España: caracterización y determinantes», *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, n.º 23, págs. 35-70.

BANE, M. J., y ELLWOOD, D. (1986), «Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells», *Journal of Human Resources*, volumen 21, n.º 1, págs. 1-23.

BOVER, O.; BENTOLILA, S., y ARELLANO, M. (1998), «The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effects of skill, unemployment and union power», Banco de España, Servicio de Estudios, *Working Paper* n.º 0015.

BURKHAUSER, R.; HOLTZ-EAKIN, D., y RHODY, S. (1998), «Mobility and inequality in the 1980s: a cross national comparison of the United States and Germany», en JENKINS, S.P.; KAPTEYN, A., y VAN PRAAG, B. (1998), *The Distribution of Welfare and Household Production*, Cambridge University Press.

CANTÓ, O. (2000), «Income mobility in Spain: how much is there?», *Review of Income and Wealth*, vol. 46, n.º 1, páginas 85-102.

CASTAÑER, J. M.; ONRUBIA, J., y PAREDES, R. (1999), «Análisis de los efectos redistributivos y recaudatorios de la reforma del IRPf por comunidades autónomas», *Hacienda Pública Española*, 150, págs. 79-198.

CHAKRAVARTY, S.; DUTTA, B., y WEYMARK, J. (1985), «Ethical indices of income mobility», *Social Choice and Welfare*, vol. 2, páginas 1-21.

COWELL, F., y SCHLUTER, C. (1998), «Income mobility. A robust approach», Distributional Analysis Research Programme, *Working Paper* n.º 37, London School of Economics.

GOTTSCHALK, P. (1997), «Inequality, income growth and mobility: The basic facts», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, número 2, págs. 21-40.

GOTTSCHALK, P., y DANZIGER, S. (1997), «Family income mobility: How much is there and has it changed?», en AUERBACH, J. A. y BELOUS, R. S. (eds.), *The Inequality Paradox: Growth of Income Disparity*, Washington, National Policy Association.

GOTTSCHALK, P., y SMEEDING, T. (2000), «Empirical evidence on income inequality in industrial countries», en ATKINSON, A. B. y BOURGUIGNON, F. (eds.), *Handbook of income distribution.* Volumen 1, Amsterdam, Elsevier.

JARVIS, S., y JENKINS, S. (1997), «Low income dynamics in 1990s Britain», *Fiscal Studies* vol. 18, n.º 2, págs. 1-20.

JENKINS, S. (1995), «Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-1986», *Economica*, vol. 62, páginas 29-63.

KRAVIS, I. B. (1962), *The Structure of Income*, Filadelfia, University of Pennsylvania Press.

LERMAN, R. I., y YITZHAKI, S. (1989), «Improving the accuracy of estimates of the Gini coefficient», *Journal of Econometrics*, 42, págs. 43-47.

MAÎTRE, B., y NOLAN, B. (1999), «Income mobility in the European Community Household Panel survey», European Panel Analysis Group Publications, *Working Paper* n.º 4, Institute for Social & Economic Research, Essex.

MELIS, F., y DÍAZ, C. (1993), «La distribución personal de salarios y pensiones en las fuentes tributarias», en AA.VV, *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza. Volumen II: La distribución de la renta,* Madrid, Fundación Argentaria.

OLIVER-ALONSO, J.; RAMOS, X., y RAYMOND BARA, J. L. (2001), «Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality», Fundación de las Cajas de Ahorro Confederadas (FUNCAS), *Documentos de Trabajo*, número 166.

RAMOS, X. (1999), «Anatomy of earnings mobility in Britain: Evidence from the BHPS, 1991-95», Institute for Social and Economic Research, *Working Paper* n.º 99-11, University of Essex.

RUIZ-CASTILLO, J. (1999), «La comparación de distribuciones de renta en un contexto dinámico: dificultades y perspectivas», en MARAVALL, J. M. (ed.), *Dimensiones de la desigualdad*, Fundación Argentaria-Visor, Madrid.

— (2000), «The measurement of structural and exchange income mobility», *Working Paper* 00-56, Economic Series 22, Universidad Carlos III.

SANZ, B. (1995), «La articulación micro-macro en el sector hogares: de la *Encuesta de presupuestos familiares* a la Contabilidad Nacional», Instituto de Estudios Fiscales, *Papeles de Trabajo*, n.º 27/95.

SASTRE, M. (1999), *Los ingresos y los gastos en las encuestas de presupuestos familiares. Ensayos sobre desigualdad y bienestar*, Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid.

SCHLUTER, C. (1996), «Income mobility in Germany: Evidence from panel data», Distributional Analysis Research Programme, *Working Paper* n.º 37, London School of Economics.

SHORROCKS, A. F. (1978a), «Income inequality and income mobility», *Journal of Economic Theory*, vol. 19, págs. 376-393.

— (1978b), «The measurement of mobility», *Econometrica*, volumen 46, n.º 5, págs. 1013-1024.

— (1982a), «Inequality decomposition by factor components», *Econometrica*, vol. 50, n.º 1, págs. 193-212.

— (1982b), «The impact of income components on the distribution of family incomes», *Quarterly Journal of Economics*, volumen 98, págs. 311-326.

— (1993), «On the Hart measure of income mobility», en CASSON, M. y CREEDY, J. (eds.), *Industrial Concentration and Economic Inequality*, Edward Elgar.

Resumen

Los microdatos procedentes de las declaraciones de IRPF constituyen una valiosa base informativa para el estudio de la desigualdad económica. En este trabajo se exploran las posibilidades y límites de esta fuente para el análisis de la distribución de la renta en España. Se estiman distintos índices de desigualdad para las dos últimas décadas a partir de una selección muestral del conjunto de declaraciones. Para identificar los principales factores explicativos de los cambios registrados, se realiza un análisis de descomposición por fuentes de renta de las variaciones de la desigualdad. El trabajo se completa con un estudio de la movilidad de la renta. Para ello, se elabora, a partir de una muestra de «panel puro» de perceptores de rentas incluidos en el panel de declarantes, un conjunto de matrices de transición, obteniéndose además diversos indicadores de la movilidad de estos ingresos.

Palabras clave: desigualdad de la renta, microdatos, movilidad, estadísticas tributarias.

Abstract

Microdata from income tax returns represent a valuable information base for studying economic inequality. In this article we examine the possibilities and limits of this source for analyzing income distribution in Spain. We estimate different indexes of inequality for the last two decades from a sample selection of the set of returns as a whole. To identify the main factors explaining the changes recorded, we carry out a breakdown analysis of the variations in inequality by income sources. The paper is completed with a study of income mobility. For this purpose we use a «pure panel» sample of income earners included in the taxpayer panel to prepare a set of transition matrixes, while various indicators of the mobility of these incomes are obtained as well.

Key words: income inequality, microdata, mobility, tax statistics.

JEL classification: C81, D31, D33.

LA DESIGUALDAD SALARIAL EN ESPAÑA: DESCOMPOSICIÓN Y VARIACIÓN POR NIVELES DE SALARIOS

Juan F. JIMENO
Mario IZQUIERDO
Virginia HERNANZ

I. INTRODUCCIÓN

UNO de los aspectos del mercado de trabajo español menos conocido es la evolución de la desigualdad salarial. Esta falta de conocimiento se debe fundamentalmente a la inexistencia de datos microeconómicos que permitan estimar los rendimientos salariales de determinadas características individuales y de los puestos de trabajo. Ante esta falta de datos, para medir los cambios de la desigualdad salarial en España los investigadores han tenido que recurrir a comparaciones entre bases de datos no homogéneas o a utilizar datos procedentes de encuestas diseñadas para investigar otras variables económicas distintas a los salarios. Como resultado, sólo se tiene una idea imprecisa de la evolución de la desigualdad salarial en España.

Los primeros estudios sobre la evolución de la desigualdad salarial datan de finales de la década de los años ochenta y utilizan la *Encuesta de salarios* del INE para medir la evolución de la dispersión salarial por sectores de actividad y por ocupación (1). Estos estudios muestran que la dispersión salarial se redujo hasta mediados de la década de los años setenta (sobre todo, la dispersión salarial por ocupaciones), que se mantuvo relativamente constante durante el período 1975-1985, y que aumentó ligeramente durante la segunda mitad de la década de los ochenta. Estas conclusiones han sido confirmadas por un trabajo reciente (véase Bover, Bentolila y Arellano, 2000) que, utilizando una muestra de varones adultos durante el período 1980-1987 obtenida de los registros de la seguridad social, concluye que durante dicho período se produjo un aumento de los rendimientos salariales de la cualificación profesional (fundamentalmente en el parte superior de la distribución) y de la experiencia laboral. Los resultados de Bover, Bentolila y Arellano (2000) también sugieren que la acción sindical contribuyó a reducir la dispersión salarial por ocupaciones, mientras que la negociación colectiva en el ámbito de la empresa y la evolución salarial en las empresas públicas contribuyeron a aumentar la desigualdad salarial entre los niveles de cualificación.

Durante la última década, se han producido ciertos acontecimientos en el mercado de trabajo español que han cambiado notablemente la oferta y la demanda de trabajo, por un lado, y los factores institucionales que determinan la evolución salarial, por otro. Por lo que se refiere a la oferta de trabajo, los dos cambios fundamentales han sido la mayor participación de la mujer en el mercado de trabajo, con el consiguiente aumento del peso relativo del empleo femenino, y el considerable aumento del nivel educativo de las nuevas cohortes que se han incorporado al mercado de trabajo. Por una parte, dado que existen diferencias salariales a favor de los varones, el aumento del peso relativo del empleo femenino debería haber contribuido a aumentar la desigualdad salarial (2). Por otra parte, el aumento del nivel educativo de los jóvenes debería haber contribuido a reducir las diferencias salariales entre grupos de población de diferentes edades (3). Y, de hecho, algunos estudios recientes que han estimado los rendimientos salariales de la educación concluyen que dichos rendimientos no han aumentado significativamente, más bien se han mantenido constantes o se han reducido (4).

Por el lado de la demanda de trabajo, el progreso tecnológico sesgado y la mayor integración comercial internacional han continuado provocando un aumento de la demanda relativa de los trabajadores cualificados, frente a los no cualificados, en los países desarrollados. Una de las principales líneas de investigación en Economía Laboral en los últimos años ha estado dirigida a medir las contribuciones del progreso tecnológico sesgado y de la integración económica internacional a los aumentos de desigualdad salarial observados en países con mercados de trabajo relativamente flexibles (i.e., Estados Unidos y Reino Unido) y al incremento del desempleo de trabajadores de bajo nivel de cualificación en países con un mayor grado de rigidez real de los salarios (i.e., Europa continental) (5).

Finalmente, por lo que respecta a los factores institucionales, la consolidación del sistema de negociación colectiva a partir de 1980 y la extensión del sistema de prestaciones por desempleo deberían haber contribuido a reducir la desigualdad salarial (6). Pero, por otra parte, la liberalización de los contratos temporales en 1984 produjo

un aumento espectacular de la incidencia de estos tipos de contratos (cuya proporción en relación con el empleo asalariado se ha mantenido por encima del 30 por 100 desde 1990) que contribuyó a aumentar la desigualdad salarial. En efecto, aunque legalmente no se puede discriminar salarialmente en función del tipo de contrato, existe abundante evidencia de que los trabajadores temporales reciben un salario que, en media, es alrededor de un 10 por 100 inferior al que reciben los trabajadores permanentes, después de controlar por características individuales y del puesto de trabajo observables (7).

Cualesquiera que sean los factores que han influido sobre la evolución de la desigualdad salarial en España en las dos últimas décadas, las comparaciones internacionales más recientes muestran que España está entre los países de la UE con mayor grado de desigualdad salarial, sólo superada por Portugal (8). De hecho, juzgando por los índices habituales de desigualdad salarial calculados a partir de los datos disponibles, España parece estar más cerca de los países anglosajones que de los países de Europa continental a este respecto.

En este trabajo utilizamos los datos de la *Encuesta de estructura salarial* del INE correspondiente a 1995 para ofrecer una descripción detallada de la distribución salarial en España. Esta encuesta supone un avance cualitativo en la información microeconómica disponible sobre salarios en España, pero, dado que su existencia todavía se limita a un único año, no permite realizar ningún análisis de tipo longitudinal que conduzca a una estimación de los cambios de la desigualdad en el tiempo y de los factores que están detrás de dichos cambios. Por ello, nuestro análisis se limita a ofrecer, en primer lugar, una medición del grado de desigualdad salarial en España y en sus comunidades autónomas; en segundo lugar, a presentar una descomposición del grado de desigualdad entre *desigualdad inter grupos* y *desigualdad intra grupos*, donde estos grupos se eligen en función de características individuales y económicas relevantes (nivel de estudios, edad, sexo, ocupación y tipo de contrato), y, finalmente, a estimar las diferencias salariales entre individuos de distintas características permitiendo que dichas diferencias varíen en distintos tramos en la distribución salarial. Los resultados de este ejercicio, por su propia naturaleza, no permiten identificar los cambios que se están produciendo en la distribución salarial española a lo largo del tiempo. No obstante, la identificación de los factores que explican el grado de desigualdad salarial observado en 1995 permite señalar algunas características peculiares de la distribución salarial en España que sugieren algunas pistas sobre los factores que pueden determinar la evolución de la desigualdad salarial en el futuro.

II. LOS DATOS

La *Encuesta de estructura salarial* realizada por el INE, y referida a 1995, proporciona cierta información microeconómica sobre las características individuales de los trabajadores y de sus puestos de trabajo, así como las retribuciones salariales correspondientes. La encuesta está dirigida a todos los trabajadores por cuenta ajena empleados en empresas de 10 o más trabajadores dados de alta en el mes de octubre de 1995 y su cobertura sectorial sólo excluye a la agricultura, las administraciones públicas, la sanidad y la educación. La muestra total de trabajadores encuestados asciende a unos 177.000, aunque la muestra disponible para la realización de este trabajo es de 135.454 trabajadores (9). Las características sobre las que se tiene información incluyen variables básicas a la hora de explicar la distribución salarial. En lo que se refiere a características individuales de los trabajadores, la encuesta informa sobre la edad, el sexo, el nivel de estudios, la ocupación, el tipo de contrato y la antigüedad en el empleo. Por lo que respecta a características de la empresa, se tiene información sobre el sector de actividad, la localización geográfica, el tamaño, el tipo de convenio y la propiedad (pública o privada) de la empresa.

Para este análisis de la desigualdad salarial, se han considerado dos definiciones de ganancias salariales: el salario mensual y el salario por hora. La variable salario se ha definido como el salario bruto (antes de practicar las retenciones a cuenta del IRPF o contribuciones a la seguridad social por parte del trabajador) en términos anuales recibido por el trabajador en el año 1995, incluyendo todo tipo de complementos (productividad, turno, pagas extras, pagos por horas extraordinarias, etc.). Este salario anual se ha dividido por 12 para calcular el salario mensual. El salario por hora es el resultado de dividir el salario mensual por las horas trabajadas al mes, calculadas dividiendo la jornada pactada anual entre 12 y sumándole a esta jornada pactada mensual las horas extraordinarias realizadas en el mes de octubre.

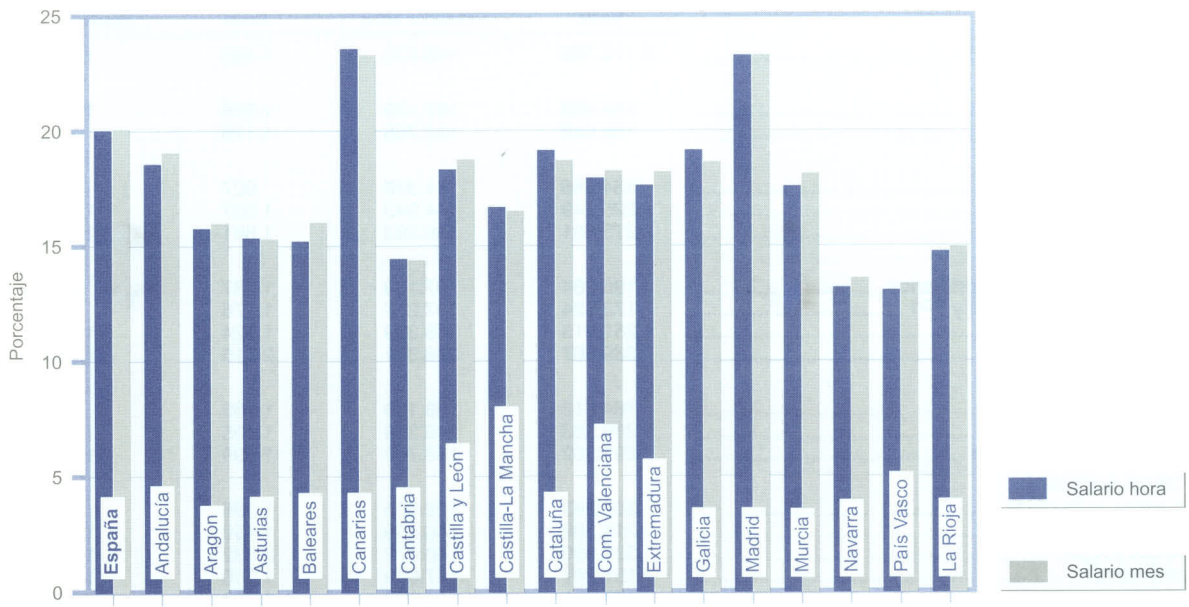
El cuadro n.º 1 presenta la media y la desviación típica tanto del salario mensual como del salario por hora para el conjunto de la muestra y por

CUADRO N.º 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	SALARIO MENSUAL (PESETAS)		SALARIO POR HORA (PESETAS)	
	Media	*Desviación típica*	*Media*	*Desviación típica*
TOTAL	2.172.769	158.070	1.485	1.107
SEXO				
Hombres	234.968	167.139	1.596	1.178
Mujeres	158.048	102.755	1.116	712
GRUPOS DE EDAD				
16-29	134.246	74.926	927	507
30-45	225.249	144.943	1.537	1.040
46-65	275.681	196.593	1.881	1.365
NIVEL DE ESTUDIOS				
Sin estudios o estudios primarios	190.284	97.139	1.287	659
EGB, Bachiller elemental y FP1	172.924	107.232	1.176	728
BUP y FP2	251.015	158.399	1.724	1.089
Universidad	389.867	276.301	2.715	1.988
TAMAÑO DE LA EMPRESA				
10-49 trabajadores	164.613	108.180	1.133	761
50-200 trabajadores	206.383	146.358	1.405	1.008
Más de 200 trabajadores	291.302	193.760	1.999	1.393
SECTOR DE ACTIVIDAD				
Industrias extractivas	202.243	122.505	1.386	844
Manufactureras	215.399	148.489	1.459	1.047
Energía y agua	331.930	160.072	2.332	1.140
Construcción	191.247	167.649	1.300	1.139
Comercio, reparación	177.721	143.192	1.223	962
Hostelería	145.387	98.562	1.018	643
Transporte	225.959	125.532	1.550	897
Intermediación financiera	359.688	198.968	2.535	1.405
Agencias inmobiliarias	199.960	186.682	1.387	1.282
COMUNIDADES AUTÓNOMAS				
Andalucía	218.822	145.145	1.510	1.010
Aragón	199.742	126.119	1.353	859
Asturias	194.934	119.588	1.325	835
Baleares	167.226	105.810	1.152	719
Canarias	171.663	136.316	1.176	985
Cantabria	182.888	112.490	1.244	786
Castilla y León	179.561	119.804	1.236	827
Castilla-La Mancha	216.390	135.515	1.493	950
Cataluña	255.140	180.214	1.735	1.324
Comunidad Valenciana	195.647	132.244	1.332	904
Extremadura	153.291	104.696	1.051	723
Galicia	181.975	126.973	1.241	890
Madrid	282.389	227.416	1.935	1.572
Murcia	147.135	98.523	1.000	667
Navarra	214.249	120.903	1.460	820
País Vasco	253.874	142.105	1.738	974
La Rioja	169.423	105.415	1.147	726
TIPO DE EMPRESA				
Pública	317.900	132.848	2.259	962
Privada	216.135	157.967	1.477	1.105
GRUPOS DE OCUPACIÓN				
Cualificado-no manual	380.902	248.324	2.635	1.774
No cualificado-no manual	188.830	104.231	1.304	709
Cualificado-manual	191.274	94.696	1.284	638
No cualificado-manual	148.238	76.698	1.017	517
ÁMBITO DE CONVENIO COLECTIVO				
Sector-provincial	215.271	166.910	1.477	1.159
Superior a empresa	181.051	132.291	1.231	900
Empresa	286.963	163.189	1.964	1.200
Otro	247.248	216.951	1.694	1.503
TIPO DE CONTRATO				
Indefinido	251.249	165.835	1.710	1.172
Temporal	119.265	69.246	836	481

GRÁFICO 1
ÍNDICE DE THEIL POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS



subgrupos, según una serie de variables de interés. El salario mensual medio, según esta encuesta, fue en 1995 de 217.276 pesetas, mientras que el salario medio por hora ascendió a 1.485 pesetas. Las diferencias salariales entre hombres y mujeres, tanto en términos mensuales como en relación con el salario por hora, son considerables: la ganancia salarial media de las mujeres es alrededor de dos tercios de la de los hombres. En cuanto al efecto sobre el salario medio del resto de características de los trabajadores, se observa que aquellos con mayor edad, mayores niveles de estudios, mayor antigüedad en la empresa, en ocupaciones que requieren una mayor cualificación y con contrato indefinido cobran salarios medios superiores (10). Estas diferencias son especialmente favorables a los niveles superiores de educación, a los trabajadores cualificados no manuales y a los trabajadores con contrato indefinido. En concreto, los asalariados indefinidos cobran en media más del doble que los temporales. Si se analiza el efecto de las características de la empresa sobre el salario medio, se observan niveles salariales considerablemente superiores en las empresas localizadas en Madrid, Cataluña y País Vasco, y en las pertenecientes a los sectores de Intermediación Financiera y de Energía. En Murcia, Extremadura y Baleares se observan los menores salarios medios, lo que probablemente esté relacionado con su mayor especialización en sectores como la Hostelería y el Comercio, que son los sectores con salarios medios más bajos. A su vez, se observa que los salarios medios son más elevados en las grandes empresas, en las empresas públicas y en aquellas que tienen un convenio colectivo propio.

En cuanto al grado de desigualdad salarial, el gráfico 1 muestra el índice de Theil (11) correspondiente a las distribuciones del salario mensual y del salario por hora para el conjunto nacional y para cada una de las 17 comunidades autónomas (CC.AA.). Los valores de este índice de desigualdad resultan ser de un orden de magnitud muy similar para las ganancias salariales mensuales y para el salario por hora, de forma que la duración de la jornada de trabajo no parece tener un efecto relevante sobre la desigualdad salarial. Tanto en lo que se refiere a las ganancias mensuales como a las ganancias por hora, las CC.AA. con un menor grado de desigualdad salarial son Navarra, el País Vasco y Cantabria, mientras que Canarias (una de las que tienen un menor salario medio) y Madrid (la de mayor salario medio) presentan los índices de desigualdad más elevados.

CUADRO N.º 2

DISPERSIÓN SALARIAL EN ESPAÑA Y EN SUS COMUNIDADES AUTÓNOMAS, 1995

	TOTAL		HOMBRES		MUJERES	
	P90/P50	P50/P10	P90/P50	P50/P10	P90/P50	P50/P10
España	**2,15**	**2,17**	**2,11**	**1,96**	**2,11**	**2,49**
Andalucía	2,14	2,44	2,04	2,13	2,29	2,67
Aragón	1,93	2,01	1,86	1,82	1,80	2,11
Asturias	1,92	1,99	1,92	1,71	1,89	2,47
Baleares	1,96	2,04	1,97	1,95	1,73	2,25
Canarias	2,30	2,50	2,39	2,25	2,06	2,98
Cantabria	1,87	1,83	1,82	1,64	1,81	1,94
Castilla y León	2,32	2,16	2,30	1,80	1,88	2,52
Castilla-La Mancha	2,10	1,86	2,06	1,82	2,13	2,28
Cataluña	1,99	2,11	1,95	1,96	1,93	2,16
Comunidad Valenciana	2,07	2,15	2,08	1,92	1,89	2,43
Extremadura	2,18	2,05	2,23	1,75	1,90	3,21
Galicia	2,25	1,91	2,26	1,80	2,08	2,18
Madrid	2,21	2,29	2,26	2,10	2,08	2,49
Murcia	1,83	2,70	1,83	2,12	1,66	3,48
Navarra	1,80	1,94	1,77	1,69	1,71	2,32
País Vasco	1,75	2,00	1,75	1,82	1,63	2,52
La Rioja	1,82	1,92	1,84	1,72	1,60	2,27

Nota: P90– Percentil 90. P50– Percentil 50. P10– Percentil 10.
Fuente: Cálculos de los autores a partir de la *Encuesta de estructura salarial* (INE).

El cuadro n.º 2 presenta algunos indicadores del grado de dispersión de la distribución de los salarios en ambas colas de la distribución en España, y en cada una de las 17 comunidades autónomas, tales como los cocientes entre el percentil 90 y la mediana, y entre la mediana y el percentil 10. Ambas medidas de dispersión salarial muestran que el nivel de desigualdad salarial en España es notablemente elevado (12). Otro hecho destacable de los datos presentados en el cuadro n.º 2 es que la dispersión salarial de la parte baja de la distribución es significativamente mayor entre las mujeres que entre los hombres. Finalmente, en cuanto a la dispersión salarial en las comunidades autónomas, destacan Canarias, Murcia (en el tramo inferior de la distribución) y Castilla y León (en el tramo superior de la distribución) como las CC.AA. con mayor dispersión salarial, y Cantabria y Navarra como las de menor dispersión salarial.

III. UNA DESCOMPOSICIÓN DE LOS ÍNDICES DE DESIGUALDAD SALARIAL

Los resultados descriptivos del apartado anterior conducen a preguntarse cuáles son los factores que más contribuyen a la desigualdad salarial en España. Tal y como se apuntaba en la introducción, los factores que, a priori, pueden explicar la desigualdad salarial están relacionados bien con la demanda de trabajo, bien con la oferta de trabajo o bien con los factores institucionales que influyen sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Una primera aproximación a los determinantes de la desigualdad salarial consiste en descomponer los índices de desigualdad salarial en la desigualdad existente entre trabajadores de similares características (*desigualdad intra grupos*) y la desigualdad existente entre trabajadores de distintas características (*desigualdad inter grupos*).

Este tipo de descomposición requiere el cálculo de índices de desigualdad que sean aditivamente separables, es decir, que el valor del índice sea igual a la suma de los índices de desigualdad *inter* grupos y de desigualdad *intra* grupos. Dentro de los índices de desigualdad habituales, son los pertenecientes a la familia de la entropía generalizada los que se suelen utilizar para este tipo de descomposiciones (13). A esta familia pertenece el índice de Theil, que se define como:

$$T(y) = \sum_{i=1}^{N} y_i \log(N y_i) \qquad [1]$$

donde *i* denota a los individuos, la población total está compuesta de *N* individuos, e y_i es la parte de la retribución salarial total que ingresa el individuo *i* ($\sum_{i=1}^{N} y_i = 1$). El índice varía entre 0 (máxima igualdad) y *log N* (máxima desigualdad). Si se clasifica a la población en *G* grupos mutuamente excluyentes, definidos en función ciertas características de interés, este índice resulta ser la suma de dos términos tal y como figura en la ecuación siguiente:

$$T(y) = \sum_{g=1}^{G} Y_g \log\left(\frac{Y_g}{N_g/N}\right) + \sum_{g=1}^{G} Y_g \sum_{i \in g} \frac{y_g}{Y_g} \log\left(\frac{Y_g}{1/N_g}\right) \quad [2]$$

siendo Y_g la parte de la retribución salarial total que ingresan los individuos del grupo *g* (g =1,2,....*G*), y N_g el tamaño del grupo *g*. El primer sumando del lado derecho de la ecuación [2] mide la *desigualdad inter grupos,* y se puede interpretar como el grado de desigualdad que existiría si todos los individuos recibieran un salario igual a la media de su grupo. El segundo sumando del lado derecho de dicha ecuación mide la *desigualdad intra grupos,* y se puede interpretar como el grado de desigualdad que existiría si las características individuales seleccionadas para la construcción de los grupos no tuvieran ninguna relación con las ganancias salariales. Dadas nuestras conjeturas sobre los principales cambios ocurridos en la demanda y en la oferta de trabajo, así como en las instituciones del mercado de trabajo, hemos clasificado a la población en grupos en función de niveles de estudios (sin estudios y estudios primarios, estudios secundarios medios, estudios secundarios superiores, y estudios universitarios), grupos de edad (16-29 años, 30-45 años, 46-64 años), sexo, grupos de ocupación (no manual cualificada, no manual no cualificada, manual cualificada y manual no cualificada) y tipo de contrato de trabajo (indefinido y temporal).

El cuadro n.º 3 presenta los resultados de realizar la descomposición de la desigualdad salarial medida por el índice de Theil, tanto por lo que respecta al salario mensual (panel A) como por lo que respecta al salario por hora (panel B). Es de destacar que, para el conjunto de España y con ambas medidas de ganancias salariales, la característica que explica una mayor proporción de la desigualdad entre grupos resulta ser la ocupación (que explica alrededor del 30 por 100 de la desigualdad), mientras que el nivel de estudios y el tipo de contrato explican alrededor del 20 por 100 de la desigualdad, siendo la edad y el sexo las características que explican una menor proporción (alrededor del 15 por 100 y del 5 por 100, respectivamente). Así pues, las características predeterminadas (edad y sexo) parecen tener poca relevancia a la hora de explicar la desigualdad salarial, dado que alrededor de un 85 por 100 de desigualdad se explica por la desigualdad dentro de cada grupo de edad (un 95 por 100 en el caso de las diferencias dentro de la población de cada sexo). Finalmente, las diferencias entre CC.AA. en la relevancia de las distintas características a la hora de explicar la desigualdad salarial son notables. Por ejemplo, Madrid es la comunidad donde las diferencias salariales entre los niveles de estudios y los grupos de ocupación explican la mayor proporción de desigualdad salarial, mientras que Andalucía es la comunidad donde las diferencias entre grupos de edad y el tipo de contrato resultan más relevantes. Por último, las diferencias salariales entre varones y mujeres parecen ser especialmente significativas en Aragón.

En el cuadro n.º 4 se presenta una descomposición de la desigualdad similar a la presentada en el cuadro n.º 3 para el conjunto de España, considerando grupos de población definidos sobre combinaciones binarias de las características de los trabajadores consideradas anteriormente. Mediante esta descomposición alternativa, se pueden calcular las contribuciones marginales de cada una de las características consideradas, una vez se ha tenido en cuenta la otra de las características en cuestión. Los resultados sugieren, de nuevo, que la ocupación, el nivel de estudios y el tipo de contrato son los principales factores que contribuyen a aumentar la desigualdad. Así, por ejemplo, las diferencias salariales entre grupos definidos por las combinaciones de edad y grupos de educación, de edad y nivel de estudios, de grupos de educación y tipos de contrato, y de nivel de estudios y de tipo de contrato explican alrededor del 40 por 100 de la desigualdad total, tanto en el caso de las ganancias salariales como en el de las ganancias por hora. Por el contrario, las diferencias salariales entre grupos de edad y sexo explican apenas el 20 por 100 de la desigualdad total. Aunque es posible calcular la contribución marginal de cada característica a la proporción de la desigualdad explicada por las diferencias entre grupos (véase, por ejemplo, Cardoso, 1997, para una aplicación con datos portugueses), resulta más conveniente recurrir al análisis de regresión multivariante para obtener la relevancia marginal de cada factor, lo cual permite, además, considerar un conjunto de características más amplio. Esto es lo que hacemos en el apartado siguiente.

CUADRO N.º 3

DESCOMPOSICIÓN DE LA DESIGUALDAD SALARIAL
Proporción (porcentaje) de la desigualdad explicada por la desigualdad entre grupos

	Estudios	*Sexo*	*Edad*	*Ocupación*	*Tipo de contrato*
A) SALARIO MENSUAL					
España	20,61	5,93	15,29	29,73	19,90
Andalucía	18,66	8,33	20,96	28,47	27,37
Aragón	14,29	10,61	14,73	25,77	18,04
Asturias	12,87	7,16	13,53	22,46	18,56
Baleares	12,74	5,91	11,49	29,19	15,32
Canarias	19,37	4,27	14,24	27,31	19,90
Cantabria	12,98	6,85	12,41	21,62	16,75
Castilla y León	20,04	9,31	17,51	23,56	21,98
Castilla-La Mancha	19,37	4,27	14,24	27,31	19,90
Cataluña	19,30	9,18	16,32	27,56	18,70
Comunidad Valenciana	17,90	7,70	15,00	27,10	20,60
Extremadura	15,15	6,94	15,27	21,52	21,56
Galicia	20,37	4,33	11,66	30,89	20,40
Madrid	25,75	5,42	17,30	34,23	16,97
Murcia	15,55	9,83	13,78	24,84	15,16
Navarra	13,08	8,47	13,25	27,60	17,38
País Vasco	12,98	6,85	12,41	21,62	16,75
La Rioja	19,62	6,14	13,61	33,80	17,05
B) SALARIO POR HORA					
España	22,25	4,92	14,89	31,13	18,62
Andalucía	20,20	6,84	20,07	29,85	25,52
Aragón	15,84	8,89	15,06	27,93	17,58
Asturias	14,45	5,36	13,18	24,69	18,25
Baleares	14,76	4,47	11,48	32,12	14,35
Canarias	22,09	3,70	13,53	29,17	18,50
Cantabria	15,12	5,21	12,23	23,55	15,79
Castilla y León	22,05	7,72	17,99	24,83	19,95
Castilla-La Mancha	17,81	4,10	14,73	26,42	18,16
Cataluña	21,08	8,08	15,49	29,00	16,90
Comunidad Valenciana	20,02	6,67	14,56	29,38	19,08
Extremadura	16,67	4,89	15,23	22,78	20,57
Galicia	21,87	3,33	11,65	31,70	19,02
Madrid	26,86	4,61	16,57	34,91	15,82
Murcia	16,95	8,49	13,44	26,03	14,27
Navarra	19,30	9,18	16,32	27,56	18,70
País Vasco	15,12	5,21	12,23	23,55	15,79
La Rioja	21,66	4,62	14,04	36,56	17,04

Fuente: Cálculos de los autores a partir de los datos disponibles de la *Encuesta de estructura salarial* (INE).

IV. DIFERENCIAS SALARIALES POR NIVELES DE SALARIOS

Los resultados de las descomposiciones de los índices de desigualdad, como las presentadas en el apartado anterior, son más complicados de analizar a medida que aumenta el número de características individuales de los trabajadores y de los puestos de trabajo bajo consideración, de manera que la contribución marginal de cada característica a la desigualdad resulta de difícil interpretación cuando se utiliza este método. Una alternativa consiste en utilizar el análisis de regresión multivariante para caracterizar la distribución salarial condicionada al conjunto de características individuales y de los puestos de trabajo que sean de interés. A continuación, realizamos este tipo de ejercicio utilizando la regresión cuantílica para permitir que las diferencias salariales entre individuos de distintas características sean diferentes a lo largo de la distribución salarial (14). El uso de la regresión cuantílica permite expresar diferentes puntos de la

distribución salarial como funciones de determinadas características individuales y de los puestos de trabajo que afectan a los salarios. Al contrario que la tradicional regresión por mínimos cuadrados, que se limita a estimar los efectos de las variables independientes sobre la media de la variable dependiente, la regresión cuantílica permite estimar los efectos de cada una de estas características sobre los salarios a lo largo de toda la distribución salarial, de manera que se puede controlar mejor la existencia de heterogeneidad individual.

Dado nuestro interés por estimar las contribuciones a la desigualdad de varias características individuales y de los puestos de trabajo, nuestra regresión especifica el salario por hora (en logaritmos) como una función de la edad, el sexo, el nivel de estudios, la ocupación, la antigüedad en el empleo, el tipo de contrato de trabajo, el tamaño y el tipo de propiedad de la empresa, la existencia y el ámbito del convenio colectivo, el sector de actividad y la comunidad autónoma. En cuanto a los cuantiles de la distribución, distinguimos los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90. Los resultados de la estimación de esta regresión cuantílica se presentan en el cuadro n.º 5. Los contrastes de igualdad de los coeficientes entre percentiles adyacentes, presentados en el cuadro n.º 6, confirman que las diferencias entre los coeficientes comentadas a continuación son estadísticamente significativas.

Los hechos más relevantes que se observan a partir de los resultados son los siguientes. En primer lugar, las diferencias salariales entre varones y mujeres son superiores al 20 por 100, y mayores en los dos tramos superiores y en el tramo inferior de la distribución salarial considerados (percentiles 10, 75 y 90). Por grupos de edad, los trabajadores de 30-45 años (45-65 años) reciben un salario superior en alrededor de un 12 por 100 (19 por 100) que los menores de 30 años en la parte baja de la distribución, y de alrededor del 15 por 100 (25-30 por 100) en los dos tramos superiores de la distribución (percentiles 75 y 90). Al igual que las diferencias salariales asociadas a la edad, las diferencias salariales entre los distintos niveles educativos son mayores en la parte alta de la distribución salarial: por ejemplo, las diferencias salariales entre los titulados universitarios y los trabajadores sin estudios o con estudios primarios son de alrededor del 40 por 100 en los percentiles 75 y 90, y sólo de un 25 por 100 en los percentiles 10 y 25. Algo similar ocurre con las diferencias salariales por grupos de ocupación y por tipo de contrato: las diferencias salariales de los trabajadores no manuales cualificados con respecto a los manuales cualificados son del 42 por 100 en el percentil 90 y sólo del 24 por 100 en el percentil 10; los trabajadores con contrato temporal reciben un salario inferior en un 8 por 100 al de los permanentes en la parte baja de la distribución, y en un 12 por 100 en el percentil 90. En cuanto al tamaño de la empresa, las diferencias salariales son mayores en la parte alta de la distribución, pero sólo para las empresas medianas (de 50 a 200 trabajadores) en relación con las pequeñas. Por el contrario, los rendimientos salariales de la antigüedad en la empresa son sustancialmente mayores en la parte baja de la distribución que en la alta, y la negociación colectiva, tanto en el ámbito de la empresa como en

CUADRO N.º 4

DESCOMPOSICIÓN DE LA DESIGUALDAD SALARIAL
Proporción (porcentaje) de la desigualdad explicada por la desigualdad entre grupos formados por combinación de varias características

	Salario mensual	*Salario por hora*
Edad x grupos de ocupación	40,78	41,89
Edad x sexo	18,70	17,56
Edad x nivel educativo	37,47	38,86
Edad x tipo de contrato	25,78	24,55
Sexo x grupos de ocupación	34,70	35,31
Nivel educativo x grupos de ocupación	33,56	35,30
Grupos de ocupación x tipo de contrato	42,56	42,85
Sexo x nivel educativo	26,75	27,42
Sexo x tipo de contrato	24,77	22,67
Nivel educativo x tipo de contrato	37,29	37,72

CUADRO N.º 5

ESTIMACIONES DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES

VARIABLE DEPENDIENTE: SALARIO POR HORA (LN)	MCO		REGRESIÓN CUANTÍLICA									
			Percentil 10		Percentil 25		Percentil 50		Percentil 75		Percentil 90	
	Coef.	Error St.	Coef.	Error St.	Coef.	Error St.	Coef.	Error St.	Coef.	Error St.	Coef.	Error St.
Constante	6,620	0,017	5,754	0,022	6,110	0,021	6,595	0,017	7,107	0,028	7,516	0,026
Mujer	–0,244	0,003	–0,234	0,003	–0,220	0,003	–0,221	0,003	–0,237	0,003	–0,258	0,005
Edad 30-45 años	0,150	0,003	0,118	0,005	0,118	0,002	0,126	0,002	0,151	0,004	0,168	0,006
Edad 45-64 años	0,243	0,004	0,182	0,005	0,195	0,003	0,209	0,003	0,248	0,003	0,283	0,006
EGB, Bachiller Elemental	0,034	0,003	0,017	0,004	0,023	0,003	0,030	0,003	0,036	0,003	0,039	0,005
Estudios secundarios superiores	0,154	0,003	0,116	0,004	0,126	0,003	0,149	0,004	0,170	0,005	0,179	0,007
Estudios universitarios	0,346	0,004	0,246	0,005	0,284	0,006	0,334	0,005	0,382	0,006	0,416	0,008
No manual no cualificado	–0,305	0,004	–0,205	0,005	–0,246	0,004	–0,295	0,004	–0,354	0,005	–0,421	0,008
Manual cualificado	–0,362	0,004	–0,243	0,005	–0,290	0,004	–0,348	0,004	–0,419	0,005	–0,494	0,009
Manual no cualificado	–0,437	0,004	–0,314	0,006	–0,346	0,004	–0,406	0,004	–0,486	0,005	–0,578	0,008
Antigüedad 1-3 años	0,625	0,004	0,979	0,006	0,854	0,006	0,627	0,006	0,412	0,008	0,292	0,007
Antigüedad 4-7 años	0,710	0,005	1,104	0,009	0,951	0,007	0,703	0,007	0,481	0,007	0,342	0,009
Antigüedad mayor de 7 años	0,814	0,005	1,220	0,010	1,056	0,007	0,812	0,007	0,583	0,007	0,437	0,010
Contrato temporal de empleo	–0,104	0,004	–0,081	0,010	–0,071	0,005	–0,087	0,004	–0,102	0,005	–0,127	0,007
Empresa de 50-200 trabajadores	0,101	0,003	0,074	0,003	0,088	0,003	0,104	0,002	0,122	0,002	0,129	0,005
Empresa de más de 200 trabajadores	0,222	0,004	0,223	0,004	0,224	0,003	0,226	0,003	0,233	0,003	0,228	0,005
Empresa privada	0,008	0,010	–0,011	0,018	–0,015	0,017	–0,006	0,011	–0,007	0,013	0,002	0,008
Convenio colectivo provincial de ámbito superior a la empresa	0,020	0,003	0,040	0,003	0,030	0,003	0,020	0,002	0,012	0,003	0,010	0,004
Convenio colectivo de empresa	0,154	0,003	0,149	0,005	0,175	0,004	0,187	0,003	0,169	0,002	0,153	0,005
Otro tipo de convenio colectivo o inexistencia de convenio	0,042	0,014	–0,052	0,054	–0,002	0,018	0,077	0,023	0,098	0,014	0,099	0,021
R-cuadrado	0,649											
Pseudo R-cuadrado			0,470		0,431		0,428		0,425		0,422	
N						135.454						

Notas: Las regresiones también incluyen variables ficticias de sector de actividad y comunidad autónoma.
Categoría de referencia: Varón de 16-29 años, sin estudios o estudios primarios, industria extractiva, no manual cualificado, con menos de un año de antigüedad, con contrato de trabajo indefinido, Andalucía, empresa privada de menos de 50 trabajadores con convenio colectivo nacional de rama.
MCO: Estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

el ámbito superior a la empresa, introduce diferencias salariales más altas en la parte baja de la distribución salarial.

Los resultados de la estimación de las diferencias salariales según determinadas características individuales y de los puestos de trabajo presentados en el cuadro n.º 5 confirman las principales conclusiones que pueden obtenerse de la descomposición de los índices de desigualdad presentados en el apartado III. En concreto, las mayores diferencias salariales aparecen asociadas a las distintas cualificaciones, a los distintos niveles educativos y a la antigüedad en la empresa. No obstante, factores institucionales tales como la estructura de la negociación colectiva y el tipo de contrato de trabajo también introducen diferencias salariales apreciables.

Las diferencias salariales entre niveles educativos y entre grupos de ocupación resultan ser las que más contribuyen a la desigualdad salarial: no sólo su magnitud media es más elevada, sino que, además, dichas diferencias aumentan a lo largo de la distribución salarial. Por el contrario, la antigüedad en la empresa comprime la distribución salarial y contribuye a reducir la desigualdad en la medida en que genera diferencias salariales que son mayores en la parte baja de la distribución salarial. Por último, la contratación temporal contribuye doblemente a aumentar la desigualdad salarial; en primer lugar, porque las diferencias salariales por tipo de contrato son mayores en la parte alta de la distribución salarial, y en segundo lugar, porque, como muestran García-Serrano y Jimeno (1999a y 1999b), los contratos temporales aumentan notablemente la rotación laboral y, consecuentemente, reducen la antigüedad en la empresa.

CUADRO N.º 6

CONTRASTES DE IGUALDAD DE COEFICIENTES ENTRE PERCENTILES ADYACENTES

		Percentiles 10-25	*Percentiles 25-50*	*Percentiles 50-75*	*Percentiles 75-90*
Mujer	Test F	28,39	0,19	41,01	27,87
	p-valor	0,00	0,66	0,00	0,00
EGB, Bachiller Elemental	Test F	3,22	4,68	4,80	0,56
	p-valor	0,07	0,03	0,03	0,45
Estudios secundarios superiores	Test F	4,80	42,81	19,17	3,61
	p-valor	0,03	0,00	0,00	0,06
Estudios universitarios	Test F	61,06	69,50	51,61	30,87
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Manual no cualificado	Test F	115,14	184,58	331,94	119,91
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Manual cualificado	Test F	208,79	146,08	295,72	133,11
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Manual no cualificado	Test F	86,90	172,21	277,52	175,97
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Antigüedad 1-3 años	Test F	531,22	1.035,91	1.867,82	310,64
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Antigüedad 4-7 años	Test F	414,25	1.075,02	1.706,01	228,71
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Antigüedad >7 años	Test F	408,28	1.050,00	1.642,62	233,46
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Contrato de trabajo temporal	Test F	1,35	12,46	17,33	31,66
	p-valor	0,25	0,00	0,00	0,00
Empresa de 50–200 trabajadores	Test F	37,04	20,08	59,75	4,59
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,03
Empresa de más de 200 trabajadores	Test F	0,04	0,41	3,89	1,52
	p-valor	0,84	0,52	0,05	0,22
Empresa privada	Test F	0,14	0,57	0,01	0,57
	p-valor	0,71	0,45	0,91	0,45
Convenio colectivo de ámbito superior a la empresa	Test F	11,82	10,86	6,99	0,57
	p-valor	0,00	0,00	0,01	0,45
Convenio colectivo de empresa	Test F	85,19	12,55	40,87	12,24
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00
Otro tipo de convenio colectivo o inexistencia de convenio	Test F	1,34	19,31	0,84	0,00
	p-valor	0,25	0,00	0,36	0,97

V. COMENTARIOS FINALES

El estudio de la desigualdad salarial en España ha estado obstaculizado por la falta de disponibilidad de bases de datos microeconómicos que proporcionen información sobre las ganancias salariales, junto con las características individuales y de los puestos de trabajo de los trabajadores asalariados. Sólo la *Encuesta de estructura salarial*, realizada por el INE en 1995, proporciona este tipo de información de forma exhaustiva y rigurosa. En este trabajo hemos utilizado los datos procedentes de esta encuesta para realizar dos ejercicios habituales en la literatura económica sobre desigualdad salarial: 1) la descomposición de la desigualdad en *desigualdad intra grupos* y *desigualdad inter grupos* de distintas características, y 2) la estimación de diferencias salariales en función de determinadas características individuales y de los puestos de trabajo de los asalariados, permitiendo que dichas diferencias varíen en distintos tramos de la distribución salarial.

Aunque este tipo de ejercicios no permite identificar los cambios que se están produciendo en la distribución salarial y sus causas (habrá que esperar a que esté disponible una nueva *Encuesta de estructura salarial* referida a otro año para poder observar dichos cambios), los resultados de los dos ejercicios anteriores permiten señalar los factores que contribuyen en mayor medida a configurar la distribución salarial en España. Estos facto-

res resultan estar asociados fundamentalmente a las diferencias por niveles de ocupación y por niveles educativos, y a factores institucionales, tales como la estructura de la negociación colectiva y la duración del contrato de trabajo (indefinido o temporal).

Así, por ejemplo, alrededor de un 30 por 100 de la desigualdad salarial observada, medida tanto en relación con las ganancias salariales mensuales como con el salario por hora, se debe a la desigualdad entre grupos de ocupación, mientras que un 20 por 100 se debe a la desigualdad entre niveles educativos o a la desigualdad entre trabajadores con contrato temporal y contrato indefinido. Los resultados de las estimaciones de diferencias salariales mediante la regresión cuantílica confirman estos resultados: las diferencias salariales por niveles educativos y por grupos de ocupación no sólo son más elevadas que las diferencias entre otro tipo de características individuales o del puesto de trabajo, sino que también son mayores en la parte superior que en la parte inferior de la distribución salarial. Entre las variables asociadas a las instituciones laborales que afectan a la determinación de salarios, destaca la contratación temporal como la que más contribuye a la desigualdad salarial; en primer lugar, porque las diferencias salariales entre trabajadores con contrato indefinido y los trabajadores con contrato temporal son notables; en segundo lugar, porque estas diferencias aumentan en la parte alta de la distribución salarial, y en tercer lugar, porque la contratación temporal, al aumentar la rotación, disminuye la antigüedad en la empresa, que resulta ser una de las pocas variables, junto con la negociación colectiva, que contribuyen a reducir la desigualdad salarial generando diferencias salariales más elevadas en la parte baja de la distribución salarial.

NOTAS

(1) Véanse, por ejemplo, GARCÍA-PEREA (1991), y JIMENO y TOHARIA (1994).

(2) Existe una amplia literatura sobre los determinantes de las diferencias salariales por sexo en España, en la que figuran, entre otros trabajos, PEINADO (1991), UGIDOS (1992), DE LA RICA y UGIDOS (1995), HERNÁNDEZ (1995), PRIETO (1995), ULLIBARRI (1996), y GARCÍA, HERNÁNDEZ y LÓPEZ (1999).

(3) En un mercado de trabajo en el que los salarios se determinen mediante la oferta y la demanda, el efecto de un aumento del nivel educativo de las nuevas cohortes depende del tamaño relativo de dichas cohortes y de la elasticidad de sustitución de trabajadores de distinta edad. En mercados donde los salarios se determinan mediante negociación salarial, el efecto depende de los salarios de reserva y del poder de negociación relativo de los trabajadores de distinta edad.

(4) Véanse, por ejemplo, ALBA (1993), BENEYTO *et al.* (1996), SAN SEGUNDO (1997), BARCEINAS *et al.* (2000).

(5) En Estados Unidos y en el Reino Unido, el aumento de la desigualdad salarial parece estar asociado al aumento de las diferencias salariales entre trabajadores de distintos niveles educativos, a pesar del aumento relativo de la oferta de trabajo cualificado, y el incremento de la remuneración salarial a características individuales no observadas.

(6) DOLADO *et al.* (1997) muestran que los salarios pactados en los convenios colectivos contribuyen a reducir la dispersión salarial. Un aumento de las prestaciones por desempleo aumenta el salario de reserva de los trabajadores y, por tanto, también contribuye a reducir la dispersión salarial.

(7) Véanse, por ejemplo, JIMENO y TOHARIA (1993), y BENTOLILA y DOLADO (1994).

(8) Para una comparación entre España y Portugal a este respecto, véanse CANTÓ, CARDOSO, y JIMENO (1998) y BOVER, GARCÍA-PEREA y PORTUGAL (2000).

(9) Las observaciones excluidas se deben a restricciones impuestas por el secreto estadístico.

(10) La clasificación por niveles de estudios es: 1) Sin estudios y educación primaria (hasta 5º EGB). 2) Estudios secundarios medios (EGB completa, educación secundaria obligatoria y FP1). 3) Estudios secundarios superiores (BUP, COU, FP2). 4) Estudios universitarios y módulos profesionales de tercer grado. La clasificación por ocupaciones es: 1) No manual cualificada (dirección y administración de empresas, gerencia, profesiones asociadas a títulos de 1º, 2º y 3º ciclo universitario, técnicos y profesionales de apoyo). 2) No manual no cualificado (empleados de tipo administrativo, trabajadores de los servicios de restauración y servicios personales, dependientes de comercio y asimilados). 3) Manual cualificado (trabajadores cualificados de la agricultura y de la pesca, construcción industria, operadores de instrumentos industriales). 4) Manual no cualificado (conductores y operadores de maquinaria móvil, montadores, trabajadores no cualificados en servicios y peones de la agricultura, pesca, construcción, industria y transporte).

(11) El índice de Theil es habitual en los análisis de desigualdad y su definición aparece en el apartado III.

(12) De hecho, obviando los problemas de comparación internacional que surgen de la utilización de bases de datos de distintas características, dicho grado de dispersión resulta ser en España similar al existente en países como Estados Unidos o el Reino Unido, y mayor que el de la mayoría del resto de países europeos (véase OECD, 1998). No obstante, hay que tener en cuenta que los índices de dispersión salarial presentados en el texto están calculados en una muestra que no incluye a los empleados en las administraciones públicas, y que la desigualdad salarial en este sector es inferior a la del sector privado (véase GARCÍA *et al.*, 1997 y ALBERT *et al.*, 1999). Así pues, el grado de desigualdad salarial para el conjunto de los asalariados españoles, públicos y privados, es inferior al que comunican los datos de la *Encuesta de estructura salarial* que se presentan en el gráfico 1 y los cuadros n.os 1 y 2 en el texto.

(13) SHORROCKS (1984) muestra que los índices pertenecientes a esta familia de entropía son los más adecuados para realizar descomposiciones de la desigualdad en desigualdad *intra* grupos y desigualdad *inter* grupos por razones computacionales, y porque tienen la propiedad de invariabilidad con respecto a la escala.

(14) Para una presentación teórica de la regresión cuantílica, véase KOENKER y BASSET (1978). BUCHISNKY (1994) y CHAMBERLAIN (1994) utilizan la regresión cuantílica para caracterizar la estructura de los salarios en Estados Unidos; MACHADO y MATA (1997) realizan un examen similar con datos de Portugal, y FITZENBERGER y KURZ (1997) para Alemania. GARCÍA *et al.* (1997 y 1999) utilizan la regresión cuantílica para estimar diferencias salariales

dependientes de los niveles de salario entre el sector público y el sector privado, y entre varones y mujeres en España, respectivamente, a partir de los datos de la *Encuesta de conciencia y biografía de clase*. ABADIE (1997) analiza los cambios en la distribución de ingresos del trabajo entre 1980 y 1990 aplicando la regresión cuantílica a los datos de la *Encuesta de presupuestos familiares*.

BIBLIOGRAFÍA

ABADIE, A. (1997), «Changes in Spanish labour income structure during the 1980's: a quantile regression approach», *Investigaciones Económicas*, XXI(2), 253-72.

ALBA, A. (1993), «Mismatch in the Spanish labour market. Overeducation?», *Journal of Human Resources*, 18-2, 259-346.

ALBERT, C.; JIMENO, J. F., y MORENO, G. (1999), «Pay determination in the Spanish public sector», en R. E. ELLIOTT, C. LUCIFORA y D. MEURS, (eds.), *Public Sector Determination in the European Union*, McMillan Press Ltd. and St. Martin's Press Inc.

BARCEINAS, F.; OLIVER, J.; RAYMOND, J. L., y ROIG, J.L. (2000), «Private rates of return to human capital in Spain: New evidence», Universitat Autónoma de Barcelona, manuscrito.

BENEYTO, P.; FERRI, J.; MOLTÓ, M.L., y URIEL, E. (1996), «Desajuste educativo y formación laboral especializada: efecto sobre los rendimientos salariales», IVIE, *Documento de trabajo*, EC 96-11.

BENTOLILA, S., y DOLADO, J.J. (1994), «Labour flexibility and wages: Lessons from Spain», *Economic Policy*, abril, 55-99.

BOVER, O.; BENTOLILA, S., y ARELLANO, M. (2000), «The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effect of skill, unemployment and union power», Servicio de Estudios del Banco de España, *Documento de trabajo* 0015.

BOVER, O.; GARCÍA-PEREA, P., y PORTUGAL, P. (2000), «Labour market outliers: Lessons from Portugal and Spain», *Economic Policy*, 31, 381-428.

BUCHINSKY, M. (1994), «Changes in the US wage structure 1963-1987: an application of quantile regression», *Econometrica*, 62, 405-58.

CARDOSO, A. R. (1997), «Workers or employers: Who is shaping wage inequality?», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 4, 523-47.

CANTÓ, O.; CARDOSO, A. R., y JIMENO, J. F. (1998), «Earnings inequality in Portugal and in Spain: Contrasts and similarities», FEDEA, *Documento de trabajo*, 98-08.

CHAMBERLAIN, W. (1994), «Quantile regression, censoring and the structure of wages», en C.A. Sims (ed.), *Advances in Econometrics*, *6th World Congress*, vol. 1, Cambridge University Press.

DE LA RICA, S., y UGIDOS, A. (1995), «¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?», *Investigaciones Económicas*, vol. 19(3), 395-414.

DOLADO, J. J.; FELGUEROSO, F., y JIMENO, J. F. (1997), «The effects of minimum bargained wages on earnings: Evidence from Spain», *European Economic Review*, 41, 713-721.

FITZENBERGER, B., y KURZ, C. (1997), «New insights on earning trends across skill groups and industries in West Germany», Universität Konstanz, manuscrito.

GARCÍA, J.; HERNÁNDEZ, P. J., y LÓPEZ, A. (1997), «Diferencias salariales entre sector público y sector privado en España», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 72, 261-274.

— (1999), «How wide is the gap? An investigation of gender wage differentials using quantile regression», Universidad Pompeu i Fabra, manuscrito.

GARCÍA-PEREA, P. (1991), «Evolución de la estructura salarial española desde 1963», en S. BENTOLILA y L. TOHARIA (comps.), *Estudios de Economía del Trabajo en España, III: El problema del paro*, Ministerio del Trabajo y Seguridad Social, Madrid.

GARCÍA-SERRANO, C., y JIMENO, J. F. (1999a), «Labour reallocation, labour flows and labour market institutions», *CEP Discussion paper* 414.

— (1999b), «Job tenure and labour market institutiuons: Lessons from Spain», manuscrito.

HERNÁNDEZ, P. J. (1995), «Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España», *Investigaciones Económicas*, volumen 19(2), 195-215.

JIMENO, J. F., y TOHARIA, L. (1993), «The effects of fixed-term employment on wages: Theory and evidence from Spain», *Investigaciones Económicas*, XVII(3), 475-494.

— (1994), *Unemployment and Labour Market Flexibility: Spain*, International Labour Office, Ginebra.

KOENKER, R., y BASSETT, G. (1978), «Regression quantiles», *Econometrica*, 46, 33-50.

MACHADO, J. A. F., y MATA, J. (1997), «Earning functions in Portugal 1982-1994: Evidence from quantile regressions», Universidade Nova de Lisboa, manuscrito.

OECD (1996), *Employment Outlook*, París.

— (1998), *Employment Outlook*, París.

PEINADO, A. (1991), «Análisis de las diferencias salariales por sexo», *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, n.os 13-14, páginas 88-103.

PRIETO, J. (1995), «Discriminación salarial por sexos y movilidad laboral», tesis doctoral no publicada, Universidad de Oviedo.

SAN SEGUNDO, M. J. (1997), «Educación e ingresos en el mercado de trabajo español», *Cuadernos Económicos del ICE*, 63, 457-476.

SHORROCKS, A. F. (1984), «Inequality decomposition by population subgroups», *Econometrica*, 52, 1369-85.

UGIDOS, A. (1992), «Gender wage differences and sample selection: Evidence from Spain», New York University at Stony Brook, manuscrito.

ULLIBARRI, M. (1996), «La discriminación salarial por sexo y la segmentación ocupacional en España», tesis doctoral no publicada, Universidad Pública de Navarra.

Resumen

Este trabajo presenta un análisis descriptivo de la distribución salarial en España que utiliza, en primer lugar, la descomposición de la desigualdad salarial en desigualdad *intra* grupos y desigualdad *inter* grupos y, en segundo lugar, la estimación de diferencias salariales entre trabajadores con determinadas características individuales y de sus puestos de trabajo. Los resultados de la descomposición de los índices de desigualdad muestran que alrededor de un 30 por 100 de la desigualdad salarial puede atribuirse a la desigualdad entre niveles de ocupación o entre niveles educativos. Los resultados de la estimación de las diferencias salariales por niveles educativos y por características de los puestos de trabajo mediante la regresión cuantílica muestran, en primer lugar, que las diferencias salariales entre varones y mujeres, niveles de ocupación, niveles educativos, grupos de edad y tipo de contrato (temporal frente a indefinido) son mayores en la parte alta de la distribución, y confirman, en segundo lugar, que son las diferencias salariales entre niveles de ocupación y niveles educativos las que contribuyen en mayor medida a la desigualdad salarial.

Palabras clave: desigualdad salarial, índice de Theil, regresión cuantílica.

Abstract

This article presents a descriptive analysis of earned income distribution in Spain using, first of all, the breakdown of earnings into intra-group and inter-group inequality and, secondly, the estimation of earnings differences between workers with certain individual features and their jobs. The results of the breakdown of the indexes of inequality show that around 30% of earnings inequality may be put down to inequality in employmente or educational levels. The results of the estimation of earnings differences by educational levels and by job specifications using quantile regression show, first of all, that earnings differences between men and women, levels of employment, educational levels, age groups and type of contract (temporary versus permanent) are greater in the high part of the distribution and confirm, secondly, that it es earnings differences between employment and educational levels that most contribute to earnings inequality.

Key words: earnings inequality, Theil's index, quantile regression.

JEL classification: J31.

LA POBREZA EN ESPAÑA

M. P. MARTÍN-GUZMÁN
N. BELLIDO
M. D. JANO

I. INTRODUCCIÓN

UNA buena medida de la extensión e intensidad de la pobreza y una adecuada caracterización de los colectivos afectados son instrumentos fundamentales, tanto para poder diseñar las políticas más idóneas de apoyo e integración social de estos grupos como para evaluar a posteriori su efectividad, con frecuencia muy condicionada por las peculiaridades del entorno cultural en que se aplican.

Pero el término pobreza viene siendo utilizado en contextos muy diversos, y su significado difiere en función del grado de desarrollo de la sociedad de referencia. En realidad aún no disponemos de una definición única y universalmente aceptada de este concepto. Desde la enunciada por Adam Smith como «la imposibilidad de cubrir necesidades de las que la gente digna, incluso de la categoría más baja, no puede, de acuerdo con las costumbres del país, prescindir» hasta la muy reciente de Atkinson y Bourguignon (1999): «la insuficiente disponibilidad de recursos económicos, de manera que las personas son pobres cuando su disponibilidad de estos recursos cae por debajo de unos niveles establecidos», pasando por la declaración del Consejo de Europa en 1984: «se considerarán pobres aquellas personas, familias o grupos de personas a quienes la limitación de sus recursos —culturales, materiales y sociales— excluye del tipo de vida mínimo considerado aceptable en el Estado miembro en que residan», todas ellas adolecen de un margen de inconcreción que deja espacio a un amplio espectro de interpretaciones posibles. Así, existen diferentes concepciones de la pobreza y, consiguientemente, distintos métodos para medirla, que con frecuencia identifican como pobres a colectivos no exactamente coincidentes. Por eso los estudios de pobreza suelen abordarse desde una perspectiva múltiple, que permita comparar a posteriori los resultados obtenidos con las diferentes acepciones y apreciar su robustez.

Eso es lo que vamos a hacer en este artículo. Vamos a tratar de analizar la pobreza en España entendida en sus diversas acepciones, que describimos con algún detalle en el próximo apartado, introduciendo también los métodos más usados actualmente en su medición. Dedicamos después otro apartado a comentar las posibilidades y limitaciones de la información estadística que sirve de base a nuestro análisis. Seguidamente pasamos a evaluar las dimensiones de la pobreza en nuestro país y a caracterizar los colectivos afectados, o bolsas de pobreza, de acuerdo con las diversas definiciones consideradas, para terminar con un breve apartado de conclusiones.

II. DIFERENTES ENFOQUES DEL CONCEPTO DE POBREZA

El punto de arranque de un estudio de la pobreza consiste en fijar un umbral, o línea de pobreza, a partir del cual se identifica como pobres a todos aquellos que se encuentran por debajo de él.

Pero, como hemos dicho, no existe una definición de la pobreza universalmente aceptada. Cada uno de los diversos enfoques con que se estudia actualmente este fenómeno va a dar lugar al establecimiento de distintos umbrales. Nos centramos aquí en los más frecuentes: la pobreza como carencia, la pobreza como exclusión y la pobreza como insatisfacción.

La concepción de la pobreza como carencia, también llamada pobreza absoluta, es la más obvia: son pobres quienes carecen de lo necesario para la subsistencia. Ésta es una aproximación muy adecuada para los países subdesarrollados. Su principal problema está en decidir cuáles son estas necesidades mínimas de subsistencia, pues esto es algo que varía considerablemente en función de características geográficas o culturales.

Un ejemplo de evaluación de la pobreza absoluta es el método NBI, o de las necesidades básicas insatisfechas, que se utiliza mucho en América Latina. Consiste en identificar una serie de aspectos esenciales del bienestar familiar, tales como condiciones mínimas de habitabilidad de la vivienda, escolarización de los niños o asistencia sanitaria. El hogar que no tiene acceso a alguno de ellos es calificado como pobre (1).

Esta acepción de la pobreza es también, curiosamente, la que predomina en el país más desarrollado del planeta, Estados Unidos, donde se construye una auténtica línea de pobreza absoluta, la línea de Orshanski. Su metodología se basa en los primeros intentos realizados por Rowntree en 1901, de identificar una cesta de bienes y servicios bási-

cos y valorarla a precios de mercado, de manera que quienes no dispusieran de una renta suficiente para adquirir esa cesta serían considerados como pobres. Pronto se comprobó que, mientras las necesidades básicas alimentarias eran relativamente fáciles de identificar, resultaba en cambio muy complicado decidir qué servicios deberían incluirse en la cesta. Esto llevó a Orshanski, en 1965, a elaborar una línea de pobreza más simple, consistente en establecer una cesta de alimentos básicos, valorarla a precios de mercado y multiplicar el resultado por un factor, que se obtiene como la cifra inversa del peso relativo de los alimentos en el total de gastos de la familia americana media (2).

En Europa no se han construido hasta ahora líneas de pobreza absoluta. La única aproximación a este tipo de análisis ha consistido en recoger información sobre algunas características de equipamiento de los hogares o sobre su disponibilidad de bienes o servicios específicos, lo que, si bien no genera una clasificación de la población en términos de pobreza, es, sin embargo, muy útil para contrastar los resultados obtenidos con otras metodologías y, sobre todo, para evaluar la verdadera situación de la población calificada como pobre.

Dentro del ámbito de la Unión Europea son la pobreza como exclusión y la pobreza como insatisfacción las concepciones predominantes. La primera de ellas se traduce en calificar como pobre a aquel que, por razones económicas, se ve excluido del acceso a bienes y servicios de los que pueden disfrutar la mayoría de sus conciudadanos, en línea con la definición enunciada por el Consejo de Europa. A esta pobreza se le llama relativa porque ya no queda caracterizada por la carencia de bienes esenciales, sino de los que son habituales en el entorno social en que se mueve el individuo, de manera que quienes son calificados como pobres lo son en un momento y país determinados, y podrían muy bien no serlo en otras circunstancias.

En consecuencia, el umbral o línea de pobreza relativa se fija con referencia a algún parámetro de la distribución de rentas de la población, generalmente conocida a partir de las encuestas de presupuestos familiares (EPF) homologadas en los países de la Unión Europea. Las decilas inferiores de la distribución de renta son referencias habituales. También se suele considerar como pobres a quienes disponen de rentas inferiores al 50 por 100 de la renta media, y como pobres extremos a los que están por debajo del 25 por 100, aunque actualmente existe una corriente partidaria de referenciar la línea de pobreza a la mediana de la distribución de rentas, por ser éste un parámetro más robusto, aunque de significado estadístico menos obvio.

En cualquier caso, con el criterio de pobreza relativa, un incremento proporcional en las rentas de una población mantendría constante el porcentaje de pobres a pesar de que éstos, evidentemente, pasarían a disfrutar de un mayor nivel de bienestar en términos absolutos. Y es que, en último término, la pobreza como exclusión está claramente asociada al concepto de desigualdad.

La pobreza como insatisfacción refleja la percepción subjetiva de los hogares que se ven a sí mismos como pobres, y su estudio requiere recoger una información específica sobre esta percepción. Sobre ella se construyen las llamadas líneas de pobreza subjetivas. En los países de la Unión Europea se han venido utilizando, como vamos a ver, diversas variantes.

Para saber cómo se sienten los hogares respecto a su situación económica, una primera posibilidad, la más sencilla, es preguntárselo directamente. En las últimas grandes encuestas de presupuestos familiares se incluyó la siguiente pregunta:

«¿Cómo clasificaría a su hogar teniendo en cuenta la situación económica del mismo durante los últimos doce meses?

a) Rico.

b) Por encima de la media.

c) En la media.

d) Por debajo de la media.

e) Casi pobre.

f) Pobre».

Los hogares que, en su respuesta, se autocalifican como pobres son, evidentemente, los que subjetivamente se perciben a sí mismos como tales, es decir, los que se sienten decididamente insatisfechos con su situación económica. En último término, esto viene a significar que sus ingresos son inferiores a lo que ellos consideran sus necesidades mínimas.

Ahora bien, se ha venido observando que las necesidades que un hogar percibe como mínimas

crecen a medida que aumenta su nivel de renta, de manera que esta variable, juntamente con la del número de miembros del hogar, contribuye sustancialmente a explicarlas. Esto llevó a los investigadores de la Escuela de Leyden a elaborar unas líneas de pobreza que, sintetizando la información subjetiva proporcionada por cada hogar, fueran aplicables a toda la población.

La primera que se construyó es la de Kapteyn, que modeliza las respuestas a la siguiente pregunta, también incluida en las últimas grandes EPF europeas:

«En su opinión, ¿cuáles son los ingresos mensuales que como mínimo se necesitan para que un hogar como el suyo llegue a fin de mes?»

El modelo consiste en estimar la ecuación de regresión

$$\log y_i^* = \beta_0 + \beta_1 \log f_i + \beta_2 \log y_i + u_i$$

donde *f* es el tamaño del hogar, *y* su ingreso real e *y** el ingreso mínimo subjetivo indicado en la respuesta. Por otra parte, se supone que los hogares que tienen ingresos cercanos a su mínimo percibido son los que probablemente fijarán con más precisión ese mínimo, de manera que haciendo

$$\log y^* = \log y$$

se obtiene finalmente la igualdad

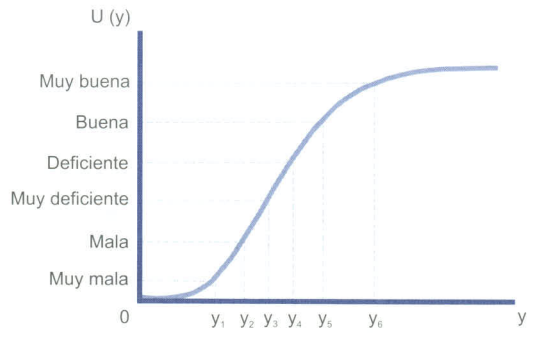
$$\log y^* = \frac{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \log f}{1 - \hat{\beta}_2}$$

en la que la cifra obtenida para cada valor de *f* es el umbral de pobreza para los hogares de ese tamaño, que serán calificados como pobres si sus ingresos son inferiores a ese umbral.

La principal crítica que se ha hecho a la línea de Kapteyn es que la manera de formular la pregunta induce a los hogares a sobreestimar sus necesidades mínimas. Con objeto de obligarles a reflexionar más sobre ello y proporcionar estimaciones más precisas, se ha elaborado otro modelo alternativo, la línea de pobreza de Leyden, sobre las respuestas de los hogares a la siguiente pregunta, también incluida en la encuestas de presupuestos familiares.

«Dadas las circunstancias actuales de su hogar, diga aproximadamente qué ingresos netos

GRÁFICO 1
FUNCIÓN DE UTILIDAD LOG - LINEAL



asociaría con cada una de las siguientes situaciones económicas:

Muy mala.

Mala.

Insuficiente.

Suficiente.

Buena.

Muy buena».

Considerando que cada una de estas situaciones abarcaría intervalos disjuntos y de igual longitud en un segmento de utilidad acotado entre 0 y 1, lo que se hace es estimar, con las seis cifras proporcionadas por cada hogar, una función de utilidad log-lineal, como indica el gráfico 1.

Con las medias y las desviaciones típicas de cada función de utilidad individual, se estima un modelo similar al de Kapteyn, del que finalmente se obtiene la línea de pobreza

$$\log y = \frac{\beta_0 + \beta_1 \log f + \bar{\sigma} u(w^*)}{1 - \beta_2}$$

donde $\bar{\sigma}$ es la media de las desviaciones típicas σ y *u* el número que satisface la relación $N(u(w^*);1,0) = w^*$ para un nivel de utilidad w^* prefijado en una distribu-

ción lognormal. La mayor complicación de cálculo que requiere la línea de Leyden se ve generalmente compensada por unos resultados más ajustados, ya que las familias, al verse obligadas a especificar cifras para seis situaciones diferentes, suelen ser bastante más realistas en la evaluación de sus necesidades (3).

Las líneas de pobreza identifican al colectivo de pobres en una determinada población, pero no proporcionan ninguna información sobre el grado o intensidad de esa pobreza. Este segundo aspecto solamente puede estudiarse a través de la llamada brecha de pobreza, que es el incremento de renta que necesitaría un hogar pobre para salir de ese estado, y situarse al nivel de la línea de pobreza. A esto se refiere Sen cuando afirma que en la medición de la pobreza son dos problemas distintos los que deben ser tenidos en cuenta: a) la identificación de los pobres entre el conjunto de la población, y b) la construcción de un índice de pobreza utilizando la información de que disponemos sobre los pobres.

Existe una considerable variedad de índices de pobreza, desde el más simple de todos, la proporción de pobres en un determinado colectivo, que no aporta ninguna información sobre la intensidad de la pobreza,

$$H = \frac{q}{n}$$

donde q es el número de pobres y n el tamaño de la población, hasta otros más sofisticados en los que de una forma u otra se recoge la profundidad de las brechas de pobreza. Los más utilizados son el de Hagenaars

$$HAG(y;z) = \frac{q}{n}\frac{\log z - \mu_p^*}{\log z}$$

donde z es el umbral de pobreza y μ_p^* la media geométrica de las rentas de los que quedan por debajo, y los de la familia de Foster, Greer y Thorbecke (FGT_α)

$$FGT_\alpha(y;z) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z-y_i}{z}\right)^{\alpha-1}, \alpha > 0$$

En estos últimos, el parámetro α de la familia FGT sirve precisamente para ponderar la importancia que queremos dar a la brecha de pobreza, de manera que FGT_1 coincide con H, —es decir, no la tiene en cuenta en absoluto—, mientras que FGT_2 es el producto de H por I, brecha agregada relativa. A medida que toma mayores valores, la brecha de pobreza va adquiriendo más peso en el índice (4).

Todos los índices mencionados son aditivamente descomponibles. Es ésta una propiedad muy interesante, ya que si la población se divide en estratos atendiendo a alguna característica socioeconómica, los índices aditivamente descomponibles permiten detectar la contribución de cada uno de los estratos a la pobreza total, proporcionando, como veremos, una visión mucho más completa del fenómeno.

III. INSTRUMENTOS ESTADÍSTICOS PARA EL ANÁLISIS DE LA POBREZA

Las fuentes estadísticas a utilizar en un estudio de pobreza van a depender, lógicamente, del enfoque con que ésta se estudia. En los países subdesarrollados, en los que el criterio adoptado es la carencia de los bienes más elementales, los datos sobre condiciones de la vivienda que recogen los censos de población, o la información de origen registral sobre algunos grupos de la población en los campos de la salud y de la educación suelen ser muy útiles.

La concepción europea de la pobreza es, como hemos visto, la relativa, y su estudio se basa en el conocimiento de la renta de los hogares o de alguna variable que pueda actuar como *proxy* de ésta. Como la línea de pobreza se fija en función de algún parámetro poblacional, un análisis general de la pobreza relativa requiere datos de renta sobre todos los hogares de la población (5).

En los países de la UE el instrumento utilizado para los estudios de pobreza es la EPF, que incluye además una serie de preguntas específicamente diseñadas para el análisis de la pobreza subjetiva y algunas otras sobre equipamiento del hogar. Esta encuesta es un instrumento excelente para observar las condiciones de vida de una población y su evolución. Presenta, no obstante, una serie de limitaciones que pasamos a comentar.

En primer lugar, se dirige exclusivamente a hogares individuales. Esto implica, para empezar, que no incluye al grupo presumiblemente más pobre de la población: los sin hogar. Pero además, al no recoger información en hogares colectivos —residencias de ancianos, conventos, hospitales, cár-

celes—, deja fuera sectores de población en los que probablemente se ubican importantes bolsas de pobreza.

A esto pueden añadirse problemas derivados de falta de respuesta. Aunque, en general, la población más renuente a colaborar en la encuesta suele localizarse en estratos de renta media o alta, no es de descartar que una parte importante de las negativas proceda de hogares de inmigrantes con *status* legal dudoso o dificultades idiomáticas.

Por otra parte, las conclusiones de todo estudio basado en una encuesta sólo son válidas, estrictamente hablando, para la fracción de la población que ha sido seleccionada en la muestra. La generalización de esas conclusiones a la totalidad de la población requiere la aplicación de métodos inferenciales específicamente adaptados, en este caso, a los índices de pobreza (6).

La variable más adecuada para reflejar el nivel de vida de un hogar es también objeto de discusión. Aunque en principio parece que los ingresos serían un buen indicador de ese nivel, muchos autores objetan que la pobreza es un fenómeno más estable que el ingreso, que puede variar sustancialmente de unos periodos a otros, por lo que el concepto de renta disponible se aproxima más al objetivo perseguido. Por otra parte, la dificultad de recoger información precisa y fiable sobre los ingresos de los hogares en este tipo de encuestas es bien conocida.

Por eso muchos autores prefieren utilizar el gasto. Aunque se acepta generalmente que esta variable es un indicador más fiel de la renta disponible que el ingreso, y que además queda mejor reflejada en las encuestas, no está tampoco exenta de problemas, algunos derivados de las propias técnicas de recogida de la encuesta —que está pensada fundamentalmente para su uso a escala de macrodato— y otros consecuencia del hecho de que hogares con niveles de ingresos equivalentes pueden diferir mucho en cuanto a sus gastos, pues éstos suelen estar muy relacionados con el entorno social, el momento del ciclo vital o, simplemente, los hábitos de consumo del hogar. En nuestro estudio trabajamos con las dos variables, ingreso y gasto —incluyendo en ambas sus componentes no monetarios—, y esto nos va a permitir comprobar que las bolsas de pobreza identificadas por cada una de ellas no siempre responden a las mismas características.

Tampoco existe unanimidad en relación con la unidad de medida más adecuada. Es frecuente basar los estudios de pobreza en ingresos o gastos per cápita del hogar, y éste es el criterio que hemos seguido en este trabajo. Ello supone hacer abstracción de las posibles economías de escala, que algunos autores intentan reflejar mediante la introducción de diferentes escalas de equivalencia. Pero esto tiene sus riesgos, pues se ha venido observando que los resultados de un estudio de pobreza suelen ser muy sensibles a la escala elegida. Precisamente la gran ventaja de las líneas de pobreza subjetiva es que solucionan automáticamente este problema, pues los hogares, al fijar sus propias necesidades, ya han tenido en cuenta su tamaño familiar, es decir, se han fijado su propia escala. De hecho, a partir de los umbrales establecidos por estas líneas se podrían construir unas escalas de equivalencia implícitas.

IV. LA POBREZA EN ESPAÑA

Con los supuestos anteriores, vamos a dar una visión de la pobreza en España centrada, principalmente, en las acepciones de exclusión e insatisfacción, aunque también nos asomaremos un poco a la vertiente objetiva a través de la información sobre equipamiento proporcionada por las encuestas de presupuestos familiares. De éstas, utilizaremos las tres últimas publicadas, que son las de 1973-74, 1980-81 y 1990-91. Desgraciadamente, a la fecha de redacción de este artículo no hay aún resultados anuales de la nueva *Encuesta continua de presupuestos familiares*, que empezó a recogerse en 1997, por lo que la información con que trabajamos es la más reciente de que se dispone por ahora (7).

1. La pobreza relativa

De acuerdo con los resultados de la EPF de 1990-91 el consumo medio anual per cápita de los hogares españoles era de 808.476 pesetas de 1991 (equivalente a 1.187.651 pesetas de 2000 en términos de IPC), y su ingreso medio per cápita era de 727.360 pesetas (equivalentes a 1.068.492 pesetas de 2000). Tomando el umbral de pobreza en el 50 por 100 y el de pobreza extrema en el 25 por 100, resulta que un hogar queda calificado como pobre si su consumo es inferior a 593.825 pesetas de 2000, y como pobre extremo si está por debajo de 296.913. En el primer caso se encontraba en 1991 el 19 por 100 de los hogares españoles, lo que equivale a un total estimado de 2.146.717, mientras que los pobres extremos eran el 2,1 por

CUADRO N.º 1

EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LOS ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA
Conjunto Nacional

	UMBRAL 50 POR 100					
	H	*I*	*HI*	FGT_3	FGT_4	*HAG*
GASTO PER CÁPITA						
1973-1974	0,220	0,276	0,061	0,025	0,012	0,008
1980-1981	0,206	0,271	0,056	0,023	0,011	0,006
1990-1991	0,190	0,250	0,048	0,018	0,009	0,005
INGRESO PER CÁPITA						
1973-1974	0,214	0,270	0,058	0,023	0,012	0,007
1980-1981	0,199	0,273	0,054	0,023	0,012	0,006
1990-1991	0,166	0,260	0,043	0,017	0,009	0,004
	UMBRAL 25 POR 100					
	H	*I*	*HI*	FGT_3	FGT_4	*HAG*
GASTO PER CÁPITA						
1973-1974	0,031	0,216	0,007	0,002	0,001	0,001
1980-1981	0,029	0,236	0,007	0,003	0,001	0,001
1990-1991	0,021	0,220	0,005	0,002	0,001	0,000
INGRESO PER CÁPITA						
1973-1974	0,030	0,219	0,007	0,002	0,001	0,001
1980-1981	0,029	0,268	0,008	0,003	0,001	0,001
1990-1991	0,021	0,270	0,006	0,002	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

100 de los hogares, es decir, unos 237.269. Tomando como referencia la variable ingresos, la proporción de hogares que queda por debajo de la línea de pobreza es del 16,6 por 100, mientras que los pobres extremos son, de nuevo, el 2,1 por 100 de la población.

Durante los casi veinte años transcurridos entre 1973 y 1991 los porcentajes de hogares en situación de pobreza y de pobreza extrema han venido disminuyendo constantemente en nuestro país. El cuadro n.º 1 nos indica que la proporción *H* de hogares cuyo consumo está por debajo del 50 por 100 de la media se ha reducido en tres puntos porcentuales. Medida con la variable ingreso, la reducción es aún mayor, de casi cinco puntos. Especialmente llamativa resulta la disminución del porcentaje de hogares en pobreza extrema, pues ha sido, en términos relativos, de más de un 30 por 100 medido con cualquiera de las dos variables.

No es tan destacado el avance cuando además del porcentaje de pobres se tiene en cuenta su brecha de pobreza, como muestran los demás índices del cuadro. Concretamente, en lo que respecta a los hogares en pobreza extrema, parece que, aunque menores en proporción, aumentaron claramente su distancia del umbral —es decir, intensificaron su situación de pobreza relativa— durante el periodo 1973 a 1981, recuperándose en líneas generales en la etapa posterior.

Desde el punto de vista de su distribución regional, la pobreza es bastante heterogénea, como puede apreciarse en el cuadro n.º 2. El mayor porcentaje de pobres se da en Extremadura, donde hay más de un 40 por 100 de hogares cuyo consumo está por debajo del umbral, siguiéndole Ceuta y Melilla, con un 37,3 por 100. En otras ocho comunidades autónomas —Andalucía, Castilla-La Mancha, Canarias, Murcia, Castilla y León, Galicia, Comunidad Valenciana y Aragón—, al menos uno de cada cinco hogares es pobre desde el punto de vista de sus niveles de gasto. Los resultados son bastante similares con el criterio del ingreso, con las excepciones de Aragón y la Comunidad Valenciana, que en este caso tienen porcentajes de pobres inferiores a la media nacional.

La incidencia de la pobreza extrema es comparativamente muy acusada en Ceuta y Melilla, sobre todo cuando se mide con la variable ingresos.

También es importante en Extremadura, Andalucía, Canarias y Murcia. En Castilla-La Mancha el porcentaje de hogares cuyo gasto está por debajo del umbral del 25 por 100 es muy superior a la media nacional, pero no lo es, en cambio, cuando tomamos el ingreso como variable de referencia.

La descomponibilidad aditiva de los índices que manejamos permite evaluar la contribución de cada una de las regiones a la pobreza del país, calculando cómo se distribuye porcentualmente entre ellas el colectivo de hogares pobres. Vemos que aproximadamente uno de cada cuatro vive en Andalucía, y este porcentaje tan elevado se explica en parte por el hecho de que ésta es la comunidad autónoma con mayor población. Pero sólo en parte, pues comparando las cifras de contribución a la pobreza con las de población que figuran en la última columna del cuadro vemos que, mientras en Andalucía reside el 16,8 por 100 de la población española, sus hogares pobres son el 24,9 por 100 con el criterio del gasto, o el 27,4 por 100 con el del ingreso, del total de los hogares pobres del país, de manera que su contribución a la pobreza nacional es superior a la que le correspondería por su población. De la misma manera pueden analizarse los resultados para las demás regiones.

Aunque el porcentaje de pobres ha disminuido para el conjunto del país durante el periodo transcurrido entre las tres encuestas, su evolución a escala regional es muy heterogénea, como puede verse en el cuadro n.º 3 y en el mapa 1.

La detección de las bolsas de pobreza, o colectivos especiaimente vulnerables a este problema, pasa por analizar cómo se relaciona la incidencia de la pobreza con las características socioeconómicas del hogar.

De entre todas las características recogidas por las EPF, la que parece tener una mayor capacidad explicativa del fenómeno de la pobreza es el nivel de estudios del sustentador principal. En efecto, el cuadro n.º 4 pone de manifiesto que, en términos de consumo, la tercera parte de los hogares en los que el sustentador principal es analfabeto o sin estudios está en la zona de pobreza, y uno de cada veinte en pobreza extrema, frente a porcentajes del 1,5 por 100 y del 0 por 100, respectivamente, para los que tienen estudios superiores. De hecho, el grupo de analfabetos o sin estudios, que supone aproximadamente la cuarta parte de la población, contribuye nada menos que al 60 por 100 de la pobreza extrema, y este grupo, juntamente con el siguiente —el de los que sólo tienen estudios primarios o bachillerato—, acumula una explicación del 98 por 100 de este tipo de pobreza. Con la variable ingreso la situación es parecida, pero las diferencias se suavizan algo, lo que parece indicar que los hogares con baja formación añaden a su menor disponibilidad de renta unos hábitos de consumo especialmente austeros.

Menos incidencia parece tener, a la vista del cuadro n.º 5, la relación del sustentador principal con la actividad económica, al menos con el umbral del 50 por 100. En todo caso, la diferencia entre parados y ocupados es menor cuando se mide en términos de gasto que medida sobre el ingreso. En la pobreza extrema, en cambio, sí se observan diferencias importantes, pues los hogares con sustentador principal en paro, un 5 por 100 de la población, contribuyen con un 15 por 100 a este tipo de pobreza según gasto, y con nada menos que un 27 por 100 si la medimos sobre ingreso. Estos porcentajes son aún mayores con el índice *HI*, que tiene en cuenta la brecha de pobreza, de manera que no solamente hay mayor proporción relativa de pobres que entre los ocupados, sino que además estos pobres lo son más intensamente. Observemos que tanto la proporción de pensionistas pobres como su contribución a la pobreza total difieren ostensiblemente en función de la variable de medida elegida.

Este último resultado es consistente con los del cuadro n.º 6, pobreza en relación con la edad del sustentador principal. Medida sobre el gasto, la mayor proporción de pobres y, sobre todo, de pobres extremos corresponde a los mayores de 65 años, mientras que si se utiliza el ingreso, la mayor incidencia de pobreza se da en los de 30 a 44 años, y de pobreza extrema en los del grupo más joven. Sorprende la escasísima contribución a la pobreza extrema de los mayores de 65 años en términos de ingreso, llamativamente por debajo de su tamaño relativo como grupo.

Algo parecido ocurre cuando observamos el cuadro n.º 7, distribución de la pobreza en función del tamaño del municipio de residencia. El mayor porcentaje de hogares cuyo gasto es inferior al 50 por 100 o al 25 por 100 de la media corresponde en ambos casos a los que residen en municipios de menos de 2.000 habitantes, en tanto que los que viven en ciudades de más de 500.000 son los que en menor proporción están afectados por la pobreza. Si pasamos a considerar los ingresos como referencia la ventaja de los habitantes de las grandes urbes se mantiene, pero disminuye en cambio espectacularmente el peso de los peque-

CUADRO N.º 2

ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA Y CONTRIBUCIONES POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS. EPF 1990-1991

GASTO PER CÁPITA

	UMBRAL 50 POR 100				*UMBRAL 25 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Andalucía	0,285	24,9	0,074	25,9	0,033	26,1	0,007	24,0	16,6
Aragón	0,204	3,6	0,051	3,6	0,022	3,6	0,004	3,2	3,4
Asturias	0,128	2,0	0,032	2,0	0,005	0,7	0,000	0,1	3,0
Baleares	0,096	0,9	0,023	0,9	0,011	1,0	0,002	0,8	1,9
Canarias	0,266	4,9	0,077	5,7	0,046	7,6	0,014	10,9	3,5
Cantabria	0,165	1,2	0,031	0,9	0,011	0,7	0,002	0,6	1,3
Castilla y León	0,240	9,0	0,060	9,0	0,024	8,1	0,006	8,5	7,1
Castilla-La Mancha	0,277	6,6	0,072	6,9	0,033	7,1	0,006	5,5	4,5
Cataluña	0,101	8,5	0,022	7,5	0,010	7,6	0,002	7,3	16,0
Comunidad Valenciana	0,208	11,1	0,050	10,6	0,019	9,1	0,004	8,3	10,1
Extremadura	0,408	6,3	0,126	7,8	0,073	10,1	0,018	11,8	2,9
Galicia	0,236	8,6	0,061	8,9	0,028	9,2	0,006	9,3	6,9
Madrid	0,074	4,9	0,013	3,3	0,002	1,2	0,000	0,5	12,6
Murcia	0,251	3,3	0,065	3,4	0,029	3,5	0,008	4,1	2,5
Navarra	0,052	0,4	0,012	0,3	0,006	0,4	0,001	0,2	1,3
País Vasco	0,096	2,7	0,023	2,6	0,010	2,6	0,002	2,7	5,4
La Rioja	0,157	0,6	0,033	0,5	0,003	0,1	0,000	0,0	0,7
Ceuta y Melilla	0,373	0,6	0,112	0,7	0,073	1,1	0,017	1,1	0,3
Conjunto nacional	0,190	100,0	0,048	100,0	0,021	100,0	0,005	100,0	100,0

INGRESO PER CÁPITA

	UMBRAL 50 por 100				*UMBRAL 25 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Andalucía	0,274	27,4	0,079	30,9	0,050	39,1	0,013	36,6	16,6
Aragón	0,116	2,4	0,027	2,1	0,013	2,1	0,004	2,4	3,4
Asturias	0,085	1,5	0,018	1,2	0,007	1,0	0,002	1,0	3,0
Baleares	0,077	0,9	0,024	1,0	0,013	1,2	0,006	2,0	1,9
Canarias	0,275	5,8	0,077	6,5	0,052	8,6	0,016	9,6	3,5
Cantabria	0,134	1,1	0,031	1,0	0,011	0,7	0,006	1,4	1,3
Castilla y León	0,167	7,1	0,040	6,8	0,018	6,1	0,006	7,0	7,1
Castilla-La Mancha	0,232	6,3	0,053	5,6	0,019	4,1	0,003	2,6	4,5
Cataluña	0,080	7,7	0,017	6,2	0,004	3,0	0,002	5,0	16,0
Comunidad Valenciana	0,164	10,0	0,036	8,8	0,012	5,8	0,003	6,0	10,1
Extremadura	0,346	6,1	0,097	6,7	0,057	7,9	0,014	7,3	2,9
Galicia	0,197	8,2	0,045	7,5	0,017	5,6	0,003	4,1	6,9
Madrid	0,095	7,2	0,021	6,1	0,008	4,8	0,001	3,0	12,6
Murcia	0,265	4,0	0,077	4,5	0,049	5,9	0,013	5,9	2,5
Navarra	0,068	0,5	0,017	0,5	0,004	0,2	0,001	0,3	1,3
País Vasco	0,097	3,2	0,023	2,9	0,013	3,3	0,004	3,6	5,4
La Rioja	0,087	0,3	0,018	0,3	0,008	0,3	0,001	0,1	0,7
Ceuta y Melilla	0,302	0,6	0,100	0,7	0,078	1,2	0,026	1,4	0,3
Conjunto nacional	0,166	100,0	0,043	100,0	0,021	100,0	0,006	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a patir de los datos de la EPF.

CUADRO N.º 3

EVOLUCIÓN REGIONAL DE LA POBREZA (ÍNDICE *H*, PROPORCIÓN DE POBRES)
Medida sobre el gasto per cápita

	UMBRAL 50 POR 100			*UMBRAL 25 POR 100*		
	1973-1974	*1980-1981*	*1990-1991*	*1973-1974*	*1980-1981*	*1990-1991*
Andalucía	0,366	0,324	0,285	0,067	0,056	0,033
Aragón	0,235	0,171	0,204	0,020	0,025	0,022
Asturias	0,202	0,187	0,128	0,033	0,057	0,005
Baleares	0,153	0,137	0,096	0,006	0,014	0,011
Canarias	0,221	0,291	0,266	0,030	0,039	0,046
Cantabria	0,116	0,131	0,165	0,003	0,015	0,011
Castilla y León	0,344	0,242	0,240	0,061	0,033	0,024
Castilla-La Mancha	0,372	0,366	0,277	0,056	0,067	0,033
Cataluña	0,078	0,117	0,101	0,004	0,009	0,010
Comunidad Valenciana	0,191	0,191	0,208	0,021	0,018	0,019
Extremadura	0,484	0,431	0,408	0,108	0,090	0,073
Galicia	0,313	0,240	0,236	0,038	0,036	0,028
Madrid	0,068	0,110	0,074	0,004	0,005	0,002
Murcia	0,301	0,239	0,251	0,038	0,027	0,029
Navarra	0,110	0,097	0,052	0,011	0,004	0,006
País Vasco	0,071	0,075	0,096	0,003	0,004	0,010
La Rioja	0,154	0,131	0,157	0,017	0,017	0,003
Ceuta y Melilla	–	0,220	0,373	–	0,026	0,073
Conjunto nacional	0,220	0,206	0,190	0,031	0,029	0,021

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

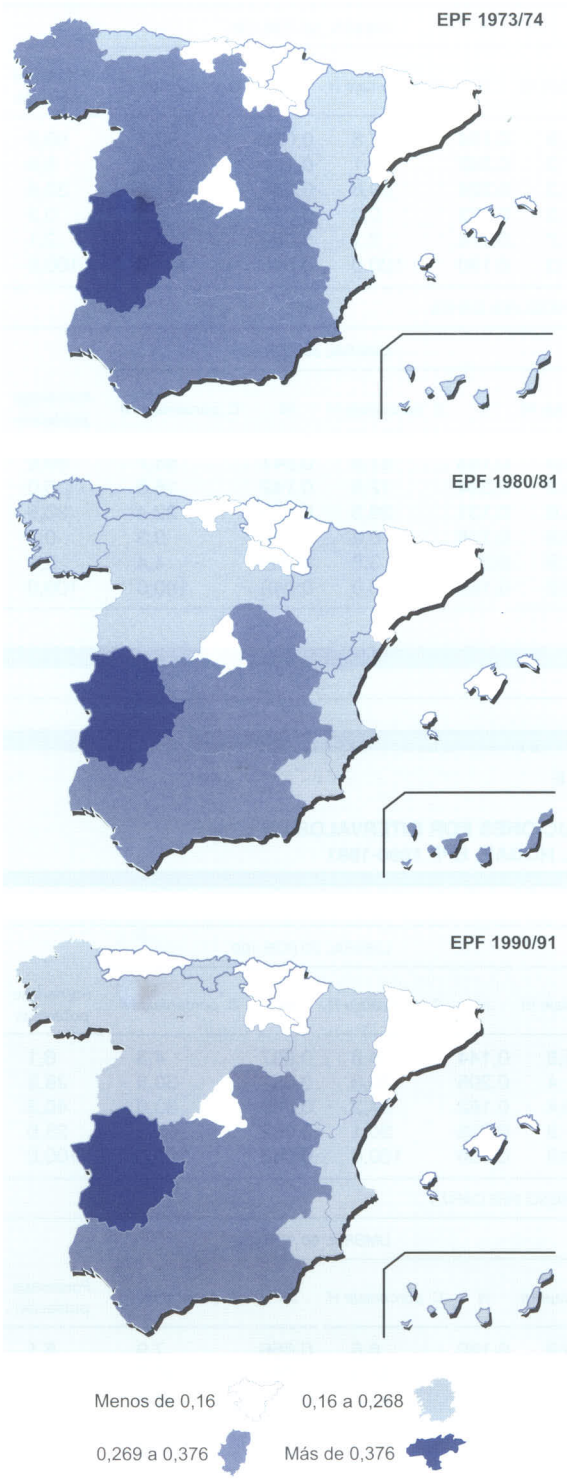
CUADRO N.º 4

ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA Y CONTRIBUCIONES POR NIVEL DE ESTUDIOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL. EPF 1990-1991

	GASTO PER CÁPITA								
	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Analfabeto o sin estudios	0,049	60,3	0,011	63,5	0,328	44,6	0,092	50,0	25,9
Primarios, bachiller elemental	0,015	37,4	0,003	34,2	0,180	49,6	0,041	45,6	52,3
Formación profesional	0,004	1,0	0,000	0,4	0,075	2,0	0,014	1,5	5,2
Bachiller superior	0,003	1,1	0,001	1,0	0,068	2,7	0,014	2,2	7,4
Diplomado universitario o equiv.	0,001	0,2	0,000	0,0	0,027	0,7	0,004	0,4	4,6
Estudios superiores	0,000	0,0	0,000	0,0	0,015	0,4	0,002	0,2	4,6
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,005	100,0	0,190	100,0	0,048	100,0	100,0
	INGRESO PER CÁPITA								
	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Analfabeto o sin estudios	0,036	44,3	0,010	46,0	0,233	36,3	0,063	38,5	25,9
Primarios, bachiller elemental	0,020	49,2	0,005	48,0	0,181	57,0	0,043	53,5	52,3
Formación profesional	0,011	2,7	0,002	2,2	0,085	2,6	0,021	2,6	5,2
Bachiller superior	0,006	2,1	0,002	2,8	0,067	3,0	0,017	3,1	7,4
Diplomado universitario o equiv.	0,006	1,3	0,001	0,8	0,021	0,6	0,007	0,7	4,6
Estudios superiores	0,004	0,9	0,001	0,6	0,025	0,7	0,006	0,6	4,6
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,006	100,0	0,166	100,0	0,043	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a patir de los datos de la EPF.

MAPA 1
MAPAS DE POBREZA SEGÚN GASTO: EVOLUCIÓN TEMPORAL
Índice *H*. Umbral 50 por 100



ños municipios, que se desplaza hacia los de tamaño intermedio. Parece, pues, que el consumo en las zonas rurales es, en relación con el mundo urbano, inferior a lo que su nivel de ingresos podría permitir.

Estos resultados confirman algo que ya apuntamos en un apartado anterior: la sensibilidad de los estudios de este tipo a la variable de medida empleada. Ya se ve que las bolsas de pobreza identificadas sobre la base del gasto del hogar no siempre van a coincidir con las detectadas en términos de ingreso, por lo cual conviene considerar ambas y, si es posible, contrastarlas con indicadores de tipo no monetario, como haremos al final de este apartado.

Para completar el estudio de la pobreza relativa incluimos el cuadro n.º 8, que clasifica los hogares pobres en función del sexo del sustentador principal. El hecho de que no sea mayor la pobreza por debajo del 50 por 100 en los hogares sustentados por mujeres quizá sorprenda, pero aquí habría que aclarar que la EPF considera sustentador principal al miembro del hogar que aporta mayores ingresos, por lo que el hecho de que éste sea una mujer no implica necesariamente que se trate de una familia monoparental. En la pobreza extrema, en cambio, sí predominan claramente los hogares sustentados por mujeres, sobre todo cuando se toma como variable de referencia el consumo: este grupo podría estar compuesto, en buena medida, por hogares unipersonales.

2. La pobreza subjetiva

Cuando se les pregunta directamente a los hogares españoles cómo perciben su situación económica se autocalifica como pobre un 3,9 por 100 de ellos, lo que equivale a unos 440.642. Esta cifra es algo superior a la registrada con el umbral del 25 por 100, pero muy inferior a la que proporciona la línea de pobreza del 50 por 100, de manera que hay un muy elevado número de hogares que, habiendo sido clasificados objetivamente como pobres, no se ven a sí mismos como tales.

Las líneas de pobreza de Kapteyn y Leyden determinan, como hemos visto, un umbral de pobreza para cada tamaño del hogar. Los umbrales que resultan de estimar estas líneas con las respuestas de los hogares a las preguntas subjetivas de la EPF son los que aparecen en el cuadro n.º 9, actualizados a pesetas de 2000. Observamos que para cada tamaño de hogar las necesidades iden-

CUADRO N.º 5

ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA Y CONTRIBUCIONES POR RELACIÓN CON LA ACTIVIDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL. EPF 1990-1991

GASTO PER CÁPITA

	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Ocupados	0,013	36,3	0,003	34,9	0,154	47,8	0,035	43,7	59,0
Parados	0,065	15,5	0,016	17,0	0,342	9,1	0,109	11,6	5,0
Pensionistas	0,027	43,0	0,005	39,3	0,224	39,6	0,058	41,0	33,6
Rentistas	0,023	0,3	0,010	0,5	0,173	0,2	0,047	0,2	0,2
Otros inactivos	0,054	5,5	0,019	8,7	0,278	3,1	0,089	4,0	2,1
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,005	100,0	0,190	100,0	0,048	100,0	100,0

INGRESO PER CÁPITA

	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Ocupados	0,018	50,3	0,004	45,0	0,163	57,9	0,041	55,7	59,0
Parados	0,113	27,0	0,034	30,2	0,394	12,0	0,142	16,6	5,0
Pensionistas	0,011	17,5	0,003	15,6	0,131	26,5	0,029	22,4	33,6
Rentistas	0,044	0,5	0,021	0,9	0,116	0,2	0,055	0,3	0,2
Otros inactivos	0,054	5,5	0,021	7,9	0,298	3,8	0,089	4,4	2,1
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,006	100,0	0,166	100,0	0,043	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

CUADRO N.º 6

ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA Y CONTRIBUCIONES POR INTERVALOS DE EDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL DEL HOGAR. EPF 1990-1991

GASTO PER CÁPITA

	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
De 18 a 29 años	0,020	5,8	0,004	5,8	0,144	4,6	0,037	4,8	6,1
De 30 a 44 años	0,021	28,5	0,005	31,4	0,205	30,8	0,051	30,6	28,5
De 45 a 64 años	0,015	28,8	0,003	30,4	0,162	34,3	0,039	33,0	40,3
Más de 65 años	0,031	37,0	0,006	31,9	0,228	30,1	0,062	32,2	25,0
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,005	100,0	0,190	100,0	0,048	100,0	100,0

INGRESO PER CÁPITA

	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
De 18 a 29 años	0,037	10,7	0,010	10,9	0,180	6,6	0,056	7,9	6,1
De 30 a 44 años	0,030	40,8	0,008	42,9	0,226	38,9	0,061	40,7	28,5
De 45 a 64 años	0,022	42,2	0,006	39,3	0,160	38,8	0,042	38,9	40,3
Más de 65 años	0,005	6,0	0,001	6,0	0,105	15,8	0,020	11,6	25,0
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,006	100,0	0,166	100,0	0,043	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

CUADRO N.º 7

ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA Y CONTRIBUCIONES POR TAMAÑO DEL MUNICIPIO. EPF 1990-1991

	GASTO PER CÁPITA								
	UMBRAL 50 POR 100				*UMBRAL 25 POR 100*				*Porcentaje población*
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*1990-91*
Hasta 2.000	0,338	15,9	0,090	17,0	0,041	17,5	0,010	19,4	9,0
2.000-10.000	0,275	25,0	0,075	27,2	0,032	26,3	0,007	26,5	17,2
10.000-50.000 (–capitales)	0,218	25,1	0,054	24,9	0,022	23,0	0,005	23,7	21,9
50.000-500.000 +capitales anteriores	0,146	24,9	0,035	23,9	0,015	23,2	0,003	21,0	32,4
Más de 500.000	0,088	9,0	0,019	7,8	0,010	9,3	0,002	8,4	19,5
Conjunto nacional	0,190	100,0	0,048	100,0	0,021	100,0	0,005	100,0	100,0
	INGRESO PER CÁPITA								
	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				*Porcentaje población*
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*1990-91*
Hasta 2.000	0,210	11,3	0,049	10,2	0,021	9,0	0,006	9,5	9,0
2.000-10.000	0,228	23,7	0,058	23,5	0,028	23,0	0,006	18,2	17,2
10.000-50.000 (–capitales)	0,198	26,1	0,051	26,0	0,027	28,2	0,007	27,1	21,9
50.000-500.000 +capitales anteriores	0,145	28,3	0,038	29,4	0,021	32,4	0,006	34,3	32,4
Más de 500.000	0,092	10,8	0,022	9,9	0,009	8,3	0,003	10,3	19,5
Conjunto nacional	0,166	100,0	0,043	100,0	0,021	100,0	0,006	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

CUADRO N.º 8

ÍNDICES AGREGADOS DE POBREZA Y CONTRIBUCIONES POR SEXO DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL. EPF 1990-1991

	GASTO PER CÁPITA								
	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Hombre	0,019	74,5	0,004	72,1	0,191	82,8	0,047	81,5	82,4
Mujer	0,030	25,2	0,007	26,9	0,187	17,3	0,051	18,9	17,6
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,005	100,0	0,190	100,0	0,048	100,0	100,0
	INGRESO PER CÁPITA								
	UMBRAL 25 POR 100				*UMBRAL 50 POR 100*				
	H	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*H*	*C. porcentaje H*	*HI*	*C. porcentaje HI*	*Porcentaje población*
Hombre	0,022	86,3	0,006	86,1	0,176	87,4	0,044	85,2	82,4
Mujer	0,017	14,3	0,005	14,8	0,122	12,9	0,034	13,9	17,6
Conjunto nacional	0,021	100,0	0,006	100,0	0,166	100,0	0,043	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF.

CUADRO N.º 9

UMBRALES DE POBREZA ANUAL POR LAS LÍNEAS DE LEYDEN Y KAPTEYN, CALCULADOS A PARTIR DE LA EPF 1990-91
Expresado en pesetas de diciembre de 2000

Tamaño del hogar Número de miembros	*Umbral de Leyden*	*Umbral de Kapteyn*
1	710.491	1.038.336
2	940.435	1.476.441
3	1.108.051	1.814.028
4	1.244.798	2.099.395
5	1.362.386	2.351.312
6	1.466.661	2.579.422
7	1.561.029	2.789.468
8	1.647.666	2.985.195
9	1.728.068	3.169.206
10	1.803.310	3.343.401

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF 1990-1991.

tificadas por la línea de Kapteyn vienen a ser superiores a las de Leyden en un 50 por 100, con lo que la primera proporciona un porcentaje de pobres del 22,2 por 100 (equivalente a unos 2.508.269 hogares), mayor incluso que el del umbral objetivo del 50 por 100 de la media, en tanto que la de Leyden clasifica como pobres solamente a un 4,9 por 100, es decir, unos 553.627. Este resultado confirma la tendencia natural de los hogares a sobreestimar sus necesidades, y la conveniencia de inducirles a una mayor reflexión antes de responder a la pregunta, como se hace con el método Leyden.

Al clasificar los hogares en función de sus características vemos, en primer lugar, que la ordenación generada por los porcentajes de pobres subjetivos se parece generalmente más a la de la pobreza objetiva según ingresos que a la inducida por la variable gastos. Esto se aprecia especialmente cuando el criterio de pobreza subjetivo utilizado es la línea de Leyden, lo que también es lógico, pues al basarse su construcción en la información proporcionada por el conjunto de los hogares se promedia la percepción de éstos, con lo cual esta línea se sitúa, en cierto modo, a medio camino entre lo subjetivo y lo objetivo.

También podemos observar que la percepción que cada hogar tiene de su situación económica está muy influida por su entorno, y que la pobreza se percibe de forma más atenuada cuando es compartida por los próximos. Por ejemplo, el cuadro n.º 10 nos sorprende con el resultado de que el porcentaje de hogares que se autocalifican como pobres en Extremadura, y Ceuta y Melilla —las dos regiones con mayores niveles de pobreza objetiva—, es inferior al de los que se sienten pobres en Baleares, que es una de las comunidades autónomas con menor incidencia de la pobreza tanto en términos de ingreso como de gasto. Estas diferencias de percepción en las diversas regiones se aprecian claramente en el mapa 2.

En general, para las clasificaciones que establecen diferencias sustanciales en los niveles de pobreza objetiva, como son el nivel de estudios del sustentador principal o el tamaño del municipio de residencia, el criterio de pobreza subjetiva tiende a suavizarlas (8). Así pues, una vez más nos encontramos con la posibilidad de que las bolsas de pobreza identificadas por los dos métodos no coincidan exactamente.

3. Los indicadores no monetarios de pobreza

En un intento de aproximación a los métodos de análisis de la pobreza absoluta, vamos a aprovechar la interesante información que la EPF recoge sobre equipamiento del hogar, régimen de tenencia y características de la vivienda, problemas financieros y fuente principal de ingresos, para saber cómo viven nuestros pobres y qué necesidades no pueden cubrir de las que, en su entorno social, se consideran imprescindibles, o al menos básicas.

Antes de pasar a comentar las cifras del cuadro n.º 11, conviene hacer algunas reflexiones sobre el alcance y limitaciones de este método cuando se aplica a sociedades desarrolladas. En primer lugar, el hecho de que un hogar no disponga de un determinado bien de equipamiento no tiene por qué ser necesariamente un indicio de pobreza, en la medida en que este bien no forme parte del mínimo de subsistencia: una familia puede decidir, por ejemplo, no comprarse un vídeo aunque sus ingresos se lo permitan con holgura. Por eso, cuando se diseña una encuesta con el fin específico de analizar la pobreza, se suele preguntar al hogar si la carencia del bien es deliberada o se debe a razones económicas. Por otra parte, la no disponibilidad de un determinado bien no tiene la misma importancia en todos los tipos de hogares: no es lo mismo carecer de aire acondicionado en Sevilla que en Oviedo. No obstante lo cual, el hecho de disponer de estos bienes suele interpretarse como una señal positiva de bienestar.

CUADRO N.º 10

POBREZA SUBJETIVA *VERSUS* POBREZA OBJETIVA: COMPARACIÓN REGIONAL (1990-1991)
Proporción de pobres

			INGRESO PER CÁPITA	
	Según Leyden	*Se califican como pobres*	*Umbral 25 por 100*	*Umbral 50 por 100*
Andalucía	0,081	0,084	0,050	0,274
Aragón	0,042	0,008	0,013	0,116
Asturias	0,022	0,008	0,007	0,085
Baleares	0,033	0,047	0,013	0,077
Canarias	0,074	0,111	0,052	0,275
Cantabria	0,029	0,010	0,011	0,134
Castilla y León	0,048	0,027	0,018	0,167
Castilla-La Mancha	0,051	0,048	0,019	0,232
Cataluña	0,027	0,021	0,004	0,080
Comunidad Valenciana	0,047	0,039	0,012	0,164
Extremadura	0,118	0,037	0,057	0,346
Galicia	0,054	0,017	0,017	0,197
Madrid	0,028	0,025	0,008	0,095
Murcia	0,070	0,047	0,049	0,265
Navarra	0,012	0,028	0,004	0,068
País Vasco	0,027	0,028	0,013	0,097
La Rioja	0,016	0,008	0,008	0,087
Ceuta y Melilla	0,137	0,028	0,078	0,302
Nacional	0,049	0,039	0,021	0,166

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPF 1990-1991.

Sin embargo, hemos comprobado que no siempre es así: cuando distintas modalidades de un bien pueden ofrecer el mismo tipo de servicio, pero con distintos niveles de calidad, el incremento de los ingresos de un hogar suele generar un efecto sustitución que hace que la posesión de ese bien, cuando es de una de las modalidades inferiores de calidad, pase a ser un indicio de pobreza en vez de serlo de riqueza. Éste es el caso del televisor en blanco y negro, que en el momento en que se hizo la encuesta era poseído mayoritariamente por los pobres extremos (9). También hay que decir que algunos bienes de uso tradicionalmente colectivo pasan a ser individuales a medida que mejora la situación económica del hogar, por lo que el indicador más adecuado resulta ser no tanto la disponibilidad como el número de ellos: en este caso están, por ejemplo, la televisión o el automóvil.

Una buena referencia para evaluar el verdadero alcance de la pobreza absoluta en España es comprobar que más de la mitad de los hogares clasificados como pobres, y casi un 40 por 100 de los que están en pobreza extrema, tiene automóvil propio —y algunos de estos últimos, más de un automóvil— frente a un 63,2 por 100 en el total del país. Bien es verdad que estos porcentajes disminuyen cuando en lugar de tomar como referencia el ingreso utilizamos el gasto, pero ya hemos visto que la pobreza según gasto predomina marcadamente sobre la medida con ingresos en los hogares con sustentadores de mayor edad, lo que puede explicar en buena parte esta menor proporción.

No se aprecian grandes diferencias entre los colectivos de pobres y el conjunto nacional en cuanto al régimen de tenencia de la vivienda y su superficie, o la disponibilidad de cuarto de baño dentro de ella, o de agua caliente. Sí las hay, en cambio, respecto a teléfono, calefacción, lavavajillas o aspirador, que parecen ser unos buenos indicadores físicos de pobreza en nuestro país. También son muy distintos los niveles de posesión de vídeo, ordenador personal y equipo de sonido, aunque la decisión de adquirir estos bienes puede estar bastante relacionada con las aficiones de los miembros del hogar.

Es evidente que los hogares pobres tienen más problemas para llegar a fin de mes, pero parece que, de una manera u otra, se las arreglan, porque el porcentaje de los que tienen deudas es similar al del conjunto nacional.

CUADRO N.º 11

EQUIPAMIENTO Y CARACTERÍSTICAS DE LA VIVIENDA EN LOS HOGARES POBRES

	Hogares por debajo del 25 por 100 del gasto medio per cápita	*Hogares por debajo del 50 por 100 del gasto medio per cápita*	*Hogares por debajo del 25 por 100 del ingreso medio per cápita*	*Hogares por debajo del 50 por 100 del ingreso medio per cápita*	*Hogares pobres según Leyden*	*Hogares que se califican como pobres*	*Conjunto nacional*
EQUIPAMIENTO DEL HOGAR							
Posee vivienda en propiedad	58,20	69,80	50,40	66,40	50,20	64,90	77,80
Dispone de cuarto de baño dentro	84,80	94,10	89,30	96,00	90,00	90,20	98,10
Teléfono	30,30	52,10	34,40	55,90	41,90	47,70	96,90
Agua caliente	68,30	85,10	76,00	89,00	75,80	76,20	94,40
Calefacción	4,60	11,90	9,60	13,30	8,20	11,40	26,80
Aire acondicionado	0,40	1,00	0,70	1,10	0,50	1,50	2,4
Congelador	68,80	76,90	78,30	82,40	72,70	76,10	83,50
Lavadora automática	61,50	79,70	79,60	86,90	71,00	71,20	90,10
Aspirador	0,70	7,70	4,30	10,80	4,90	2,90	27,00
TV blanco y negro	23,00	18,10	20,60	16,80	22,50	17,80	15,40
TV color	72,60	83,80	83,30	88,20	76,80	80,00	92,30
Vídeo	17,50	28,70	35,70	37,40	22,00	26,60	44,40
Ordenador personal	1,30	4,00	4,80	6,60	2,50	3,10	11,00
Coche	22,20	42,40	39,80	54,20	26,50	34,30	63,20
Lavavajillas	0,00	1,00	0,90	1,70	0,70	0,50	9,20
Equipo de sonido	6,40	16,10	18,40	21,50	10,40	14,50	30,90
Tiene problemas para llegar a fin de mes							
– al menos una vez	35,30	25,10	50,80	31,10	27,70	41,60	15,00
– a menudo	16,40	7,40	22,30	9,30	12,70	20,00	3,10
Tiene deudas	2,60	5,10	9,00	9,50	5,60	9,70	9,30
CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR							
Superficie (m^2)	75,22	82,01	76,32	83,05	74,69	74,37	88,43
Número de cuartos de baño	0,81	0,91	0,89	0,96	0,81	0,88	1,06
Número de televisores	0,74	0,88	0,87	0,94	0,80	0,82	1,06
Número de coches	0,23	0,45	0,45	0,58	0,29	0,39	0,74
PRINCIPAL FUENTE DE INGRESOS							
Cuenta ajena	31,60	42,50	37,30	48,60	22,90	37,80	53,30
Cuenta propia no agraria	4,90	8,70	8,70	9,40	6,80	5,00	10,10
Cuenta propia agraria	4,80	5,20	6,20	5,20	4,50	2,00	3,00
Pensión por jubilación-incapacidad	32,50	27,70	12,70	19,30	23,30	27,70	22,60
Otros subsidios	23,50	14,50	28,20	15,20	36,80	24,50	9,40
Rentas de la propiedad	0,00	0,30	1,60	0,50	1,20	0,20	0,80
Otros	2,40	1,00	3,90	1,40	3,20	2,00	0,70
Sin ingresos regulares	0,30	0,10	1,40	0,40	1,30	0,80	0,10

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las EPF 1990-1991.

La principal fuente de ingresos de los hogares pobres según gasto son las pensiones por jubilación o incapacidad. Con el criterio del ingreso, en cambio, son los que viven fundamentalmente de subsidios diferentes de éstos los que ofrecen porcentajes comparativamente muy altos respecto al total de hogares del país.

V. CONCLUSIONES

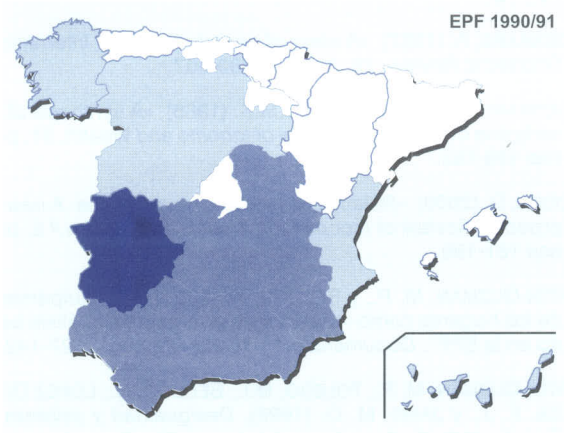
A modo de síntesis, destacamos aquí las conclusiones más importantes del trabajo.

El fenómeno de la pobreza es susceptible de ser abordado desde diferentes perspectivas, cada una de las cuales tiene su propia metodología e identifica colectivos no necesariamente coincidentes. Por eso, es muy conveniente analizarlo desde varios puntos de vista y comparar después los resultados.

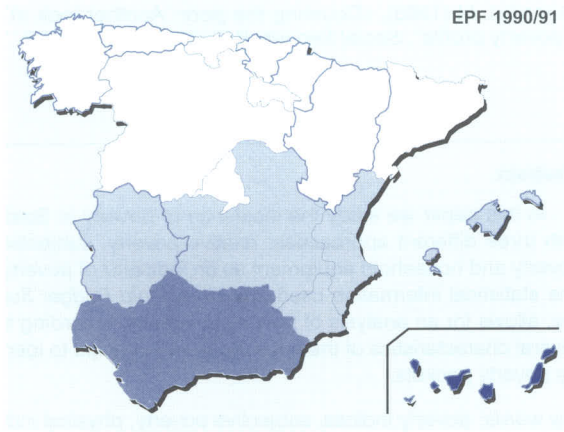
MAPA 2

MAPAS DE POBREZA SEGÚN INGRESO: PERCEPCIÓN DEL HOGAR Y LÍNEA DE LEYDEN

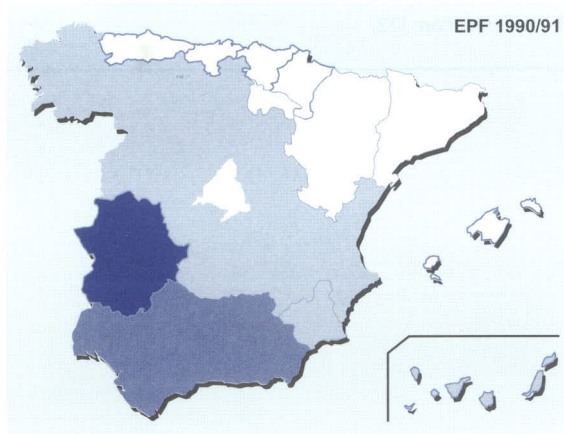
INGRESO PER CÁPITA DEL HOGAR



POBREZA SUBJETIVA:
LOS QUE SE CALIFICAN COMO POBRES



POBREZA SUBJETIVA: LÍNEA DE LEYDEN





En Europa se enfoca habitualmente como una combinación de las aproximaciones relativa y subjetiva. El instrumento básico para su estudio son las encuestas de presupuestos familiares, cuya principal limitación es que, por ser encuestas de hogares, no recogen información de los sin hogar, y en algunos países, España entre otros, tampoco de los hogares colectivos.

El concepto de pobreza relativa está esencialmente relacionado con el de desigualdad. En su estudio es decisiva la elección de la variable de referencia, pues las bolsas de pobreza identificadas con el ingreso no siempre coinciden con las detectadas con el gasto. Se observa que, a niveles similares de ingreso, el gasto de los hogares puede ser muy diferente en función de su entorno social, del momento del ciclo vital en que se encuentran o de sus hábitos de consumo.

La pobreza relativa tiende a disminuir en nuestro país. Las regiones con mayor incidencia son Extremadura y Ceuta y Melilla, seguidas por Andalucía, Canarias y Castilla-La Mancha. La característica que más parece incidir en la pobreza es el nivel de estudios del sustentador principal del hogar.

Los hogares identificados como pobres con criterios subjetivos no coinciden exactamente con los pobres objetivos, pues el entorno en que el hogar se mueve influye en la percepción de sus necesidades. En todo caso, están más próximos a la clasificación generada por la variable ingreso que a la que resulta del gasto.

Los hogares españoles, incluso los clasificados como pobres o extremadamente pobres, tienen unos niveles de equipamiento bastante aceptables y, aunque con dificultades, suelen llegar a fin de mes sin contraer deudas.

NOTAS

(1) Una descripción más extensa de esta metodología y su aplicación puede verse en CERVERA (1997).

(2) En la medida en que se acepte que este factor de ponderación irá aumentando con el desarrollo económico de acuerdo con las leyes de Engel, la línea de pobreza de Orshanski difícilmente puede considerarse absoluta en sentido estricto.

(3) Una descripción más detallada de las líneas de pobreza subjetiva puede encontrarse en MARTÍN-GUZMÁN *et al*. (1996) o en HAGENAARS y VAN PRAAG (1985).

(4) Una revisión de estos índices y sus propiedades puede verse en MARTÍN-GUZMÁN *et al.* (1996) o en HAGENAARS (1987).

(5) Este análisis general es, por supuesto, perfectamente compatible con estudios sobre grupos específicos de la población

que puedan ayudar a detectar bolsas parciales de pobreza absoluta.

(6) La técnica para desarrollar contrastes de significación para los índices de pobreza es relativamente reciente. En MARTÍN-GUZMÁN *et al.* (1996), puede verse una descripción y bibliografía básica.

(7) De la *Encuesta continua* hay ya publicados algunos resultados trimestrales, pero la estacionalidad del consumo en los hogares no hace aconsejable su uso en un estudio de este tipo.

(8) Esto puede verse con más detalle en MARTÍN-GUZMÁN *et alii.* (1996).

(9) En MARTÍN-GUZMÁN y BELLIDO (1994) se hace un estudio completo, mediante la técnica de curvas de concentración, de los bienes recogidos en la EPF, a fin de detectar este fenómeno.

BIBLIOGRAFÍA

ATKINSON, A. B., y BOURGUIGNON, F. (1999), «Poverty and inclusion from a world perspective", Ponencia para la *ABCDE Europe Conference*, junio 1999, París.

BELLIDO, N. P.; JANO, M. D.; LÓPEZ ORTEGA, F. J.; MARTÍN-GUZMÁN, M. P., y TOLEDO, M. I. (1998), «The measurement and analysis of poverty and inequality: An application to Spanish conurbations» *International Statistical Review*, 66, 1, 115-131.

CERVERA, M. (1997), «Measurement of population living standards by applying different methodologies: The Mexican experiences", en *Poverty Statistics*, Seminario de Santiago, 7-9 mayo 1997, Economic Commission for Latin America and the Caribbean, United Nations.

FOSTER, J. E.; GREER, J., y THORBECKE, E. (1984), "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, 52, 3, páginas 761-767.

HAGENAARS, A. (1987), «A class of poverty indices", *International Economic Review*, 28, 3, págs. 583-607.

HAGENAARS, A., y VAN PRAAG, B.M.S. (1985), «A synthesis of poverty line definitions", *Review of Income and Wealth*, 31, páginas 139-153.

MADDEN, D. (2000), «Relative or absolute poverty lines: A new approach", *Review of Income and Wealth*, Serie 46, n.º 2, páginas 181-199.

MARTÍN-GUZMÁN, M. P., y BELLIDO, N. (1994), «El equipamiento de los hogares como indicador de pobreza: un análisis basado en la EPF", *Documentación Social*, 96, págs. 127-142.

MARTÍN-GUZMÁN, M. P.; TOLEDO, M.I.; BELLIDO, N.; LÓPEZ ORTEGA, F. J., y JANO, M. D. (1996), *Desigualdad y pobreza en España: estudio basado en las encuestas de presupuestos familiares de 1973-74, 1980-81 y 1990-91*, INE, Madrid.

ORSHANSKI, M.(1965), «Counting the poor: Another look at the poverty profile", *Social Security Bulletin*, 28, págs. 3-29.

Resumen

En este artículo se estudia la pobreza en España desde un triple enfoque: el de la pobreza relativa, el de la pobreza subjetiva y el del nivel de equipamiento de los hogares como indicador de pobreza. La información estadística que se utiliza, la *Encuesta de presupuestos familiares*, permite analizar su incidencia en función de varias características del hogar, lo que facilita la identificación de las bolsas de pobreza.

Palabras clave: índices de pobreza, pobreza subjetiva, indicadores físicos de pobreza, bolsas de pobreza.

Abstract

In this paper we study the incidence of poverty in Spain with three different approaches: relative poverty, subjective poverty and household equipment as an indicator of poverty. The statistical information used, the *Household Budget Survey*, allows for an analysis of poverty incidence according to several characteristics of the household, which helps to identify poverty pockets.

Key words: poverty indices, subjective poverty, physical indicators of poverty, poverty pockets.

JEL classification: I32.

UNA NOTA SOBRE NIVEL EDUCATIVO Y POBREZA

Sonia GONZÁLEZ
José L. RAYMOND

I. INTRODUCCIÓN

EL presente trabajo tiene como principal objetivo el análisis y caracterización de los fenómenos de pobreza de los hogares españoles haciendo especial hincapié en la dotación de capital humano de los sustentadores principales de las familias, para lo cual se opera con los datos individuales de la *Encuesta de presupuestos familiares* 1990-1991 (EPF) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Al respecto, cabe destacar que el hecho de haber utilizado datos procedentes de dicha encuesta ha supuesto ciertas limitaciones que es preciso tener en cuenta. En primer lugar, cabe señalar que esta fuente de los datos, por su naturaleza, no recoge los fenómenos de marginalidad o pobreza extrema (individuos «sin techo»...), lo cual tendrá una doble implicación. Por un lado, el hecho de no recoger los fenómenos de pobreza extrema infravalorará el peso del colectivo pobre, y en segundo lugar, el hecho de que estos colectivos estén más presentes en las grandes urbes distorsionará los efectos estimados de la variable *tamaño municipal* a la hora de caracterizar el fenómeno.

Este trabajo se ha dividido en cuatro apartados. En el primero de ellos se discute muy brevemente el concepto de pobreza según los diferentes enfoques existentes para su análisis. En segundo lugar, se realiza una también breve discusión acerca de los diferentes métodos en la medición del fenómeno y se identifican los hogares de la muestra en condiciones de pobreza. Posteriormente, se especifica un modelo probabilístico con el que se estima la probabilidad de ser pobre en función de diferentes variables. A continuación, en el tercer apartado, se exponen los resultados que se desprenden de la estimación del modelo propuesto y se detallan las probabilidades de pobreza de hogares de diferentes comunidades autónomas bajo ciertas características del sustentador principal. Finalmente, en el apartado cuarto, se sintetizan las principales conclusiones que se derivan de este análisis.

II. EL CONCEPTO DE POBREZA

Definir el concepto de pobreza es una tarea no exenta de complejidad y controversia, debido a la falta de unicidad de enfoques. Así, al hacer referencia al término pobreza es preciso contextualizar el concepto, de manera que sepamos a qué clase de pobreza nos estamos refiriendo. En efecto, se entiende por pobreza la condición social ligada a la carencia de medios para satisfacer las necesidades básicas de los individuos. Bajo esta definición, surge ya la principal dualidad de enfoques, ya que, al hacer mención a las *necesidades básicas* nos podemos estar refiriendo a dos extremos: a las n*ecesidades mínimas de subsistencia*, o al *nivel de vida de la comunidad* o *entorno social* en el que se vive. En consecuencia, la existencia de diferentes concepciones de pobreza implicará también la existencia de diferentes métodos para su medición.

Como se ha señalado, la definición de cuáles pueden ser consideradas *necesidades básicas* ha dado lugar a dos enfoques del concepto: el de pobreza relativa y el de pobreza absoluta (1). Así, aunque existe consenso al considerar la pobreza como una condición de privación, esta privación puede ser relativa o absoluta, dependiendo del criterio de pobreza que se esté empleando.

Generalmente, en los países desarrollados se hace alusión al término pobreza desde una óptica relativa, es decir, se consideran pobres aquellos colectivos que están excluidos de ciertos usos y prácticas comunes a la mayoría del grupo social, aunque en términos absolutos dicho colectivo no sufra carencias indispensables para cubrir las necesidades mínimas de subsistencia. Por lo tanto, al utilizar un criterio relativo, la definición de pobreza dependerá del momento y lugar de referencia en el que se encuentre el colectivo sujeto a análisis, puesto que la definición empleada se desprenderá de los conceptos normativos de bienestar aceptados por esa sociedad en particular y en ese preciso momento del tiempo.

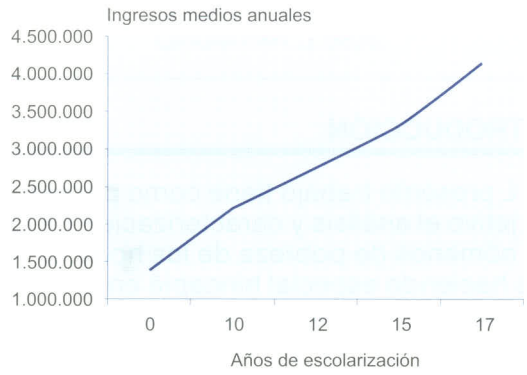
En definitiva, al aproximarnos al concepto de pobreza desde un punto de vista relativo, tomará importancia el conjunto de prácticas y normas sociales que miden los requerimientos de recursos necesarios para la no exclusión social. Del mismo modo, los cambios históricos que modifiquen dichas normas y costumbres aceptadas en el presente provocarán que una misma definición de pobreza no sea válida para comparaciones intertemporales.

En nuestro trabajo se utilizará un criterio relativo, bajo el cual se ha considerado pobres a aquellos individuos y/o colectivo cuyos recursos les sitúan claramente alejados del nivel de bienestar del resto de la sociedad en la que se encuentran inmersos.

La evidencia empírica pone de relieve la enorme vinculación existente entre el nivel de vida de los individuos y su nivel educativo. En efecto, existe una estrecha relación entre los fenómenos de pobreza y la educación de los individuos (entendida como educación formal o años de escolarización), motivo por el cual resulta de interés evaluar la intensidad con la que estas variables interactúan.

En consonancia con ello, nuestro análisis tratará de cuantificar el efecto del nivel educativo sobre los fenómenos de pobreza. En concreto, se analiza cómo incide el nivel educativo del sustentador principal del hogar en la probabilidad que tiene dicho hogar de ser pobre. En efecto, a mayor nivel educativo le debe corresponder una menor probabilidad de ser pobre dado que, tal como el gráfico 1 recoge, el nivel de ingreso medio de los hogares aumenta cuando se incrementa el nivel de estudios del sustentador principal de la unidad familiar.

GRÁFICO 1
INGRESO MEDIO ANUAL DE LAS FAMILIAS SEGÚN EL NIVEL EDUCATIVO DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EPF 1990-1991 del INE.

III. MEDICIÓN DE LA POBREZA

1. Diferentes enfoques en la medición de la pobreza

La elección de un criterio de pobreza —relativo o absoluto— condiciona la metodología que se emplee para la medición del fenómeno en cuestión. Esto es debido a que, para su cuantificación, es preciso identificar *exante* el colectivo pobre y, tal como se ha señalado anteriormente, la definición de dicho colectivo es susceptible de diferentes enfoques. Por ello, el uso de uno u otro enfoque del concepto de pobreza implicará una metodología de medición diferente y, consecuentemente, aportará una magnitud o extensión del fenómeno también diferente. Usualmente, los métodos utilizados para medir la pobreza se clasifican en dos grupos:

a) Las líneas de pobreza (LP).

b) El método de la satisfacción de necesidades básicas o necesidades básicas insatisfechas (NBI).

El método de medición a través de líneas de pobreza (LP) consiste en comparar el ingreso (o consumo) per cápita, o por adulto equivalente, de un hogar con la LP expresada en los mismos términos. La LP es un patrón a partir del cual es posible establecer si una determinada unidad familiar se encuentra en condiciones de pobreza. Existen diferentes enfoques para el cálculo de la LP que nos proporcionan LP absolutas o relativas, objetivas o subjetivas, exógenas o endógenas. Por otro lado, la LP deberá expresarse en función de una variable monetaria, y lo más común es que dicha variable sea el ingreso o el gasto del hogar. En la mayoría de los casos, el uso de una u otra variable —gasto o ingreso— puede conducir a resultados diferentes sobre la composición de la población pobre.

El segundo método, el de las NBI, consiste en hallar a los individuos (u hogares) cuya canasta de consumo actual deja insatisfecha alguna necesidad básica. A este método se le conoce también como método directo.

En nuestro trabajo, el umbral de pobreza se ha calculado sobre la base de la variable «gasto equivalente». En efecto, dado que se van a comparar hogares de diferente tamaño y composición, se han tenido en cuenta dos factores: el tamaño del hogar y las economías de escala. Es de notable importancia tener en cuenta las economías de escala que se producen como consecuencia del he-

cho de compartir gastos que son independientes del tamaño del hogar (gastos fijos). De esta forma, para no pasar por alto estos dos factores —tamaño del hogar y economías de escala—, se ha convertido cada familia en un cierto número de adultos equivalentes, conversión que permitirá hacer comparaciones entre unidades familiares de diferente tamaño y composición. A partir de aquí, mediante la aplicación de una escala de equivalencia (2), se ha transformado el gasto total de cada hogar en gasto equivalente, de forma que se aísle el efecto del tamaño del hogar y se incorporen las economías de escala. El umbral de pobreza utilizado para la identificación de los hogares pobres se ha definido como la mitad de la media del gasto equivalente, que es una de las definiciones más ampliamente usadas en el contexto europeo.

2. Identificación de los hogares pobres

Atendiendo a la EPF 1990-91, el umbral de pobreza para los hogares españoles, sobre la base de la definición anteriormente expuesta, se sitúa en 493.117 pesetas de 1991 por adulto equivalente, lo que equivale a decir que la mitad de la media del gasto por adulto equivalente de las familias españolas se encuentra cercana al medio millón de pesetas. En consecuencia, todos aquellos hogares cuyo gasto equivalente no supere dicha cantidad, serán considerados pobres en este análisis. A partir de este criterio, el total de hogares pobres de nuestra muestra ha alcanzado un nivel de 3.598 hogares, mientras que los hogares cuyo gasto equivalente se ha situado por encima del umbral de pobreza han sido 17.557 (3) (la encuesta recoge información de un total de 21.155 hogares).

Tal como ilustra el cuadro n.º 1, la distribución de la pobreza por comunidades autónomas no es homogénea. De esta forma, con una proporción de familias pobres sobre el total de hogares de cada comunidad autónoma superior al 30 por 100 se encuentran Ceuta y Melilla, y Extremadura (32,1 por 100 y 31,4 por 100, respectivamente), seguidas por Andalucía (22,7 por 100) y Canarias (22,2 por 100). En sentido contrario, las CC.AA. con menor proporción de hogares por debajo del umbral de pobreza resultan ser Navarra (3,3 por 100), Madrid (4,6 por 100), País Vasco (7,1 por 100), Baleares (7,7 por 100) y, finalmente, Cataluña (9,1 por 100).

Del mismo modo, entre CC.AA. varía notablemente el nivel medio de estudios del sustentador principal del hogar. Así, considerando únicamente las CC.AA. relativamente grandes (por tanto, mejor representadas estadísticamente) y con mayor proporción de pobres, destacan Extremadura y Andalucía. En el extremo opuesto se sitúan Madrid y Cataluña. Calculando el nivel medio de estudios (medido por años de escolarización) del sustentador principal, se obtiene que en las CC.AA. con mayor peso de los hogares pobres el nivel de estudios medio del sustentador principal se sitúa por debajo de la media del conjunto de CC.AA., mientras que en las CC.AA. con menor porcentaje de familias pobres el fenómeno es el contrario. El nivel medio de estudios del sustentador principal para el total de observaciones de la EPF (21.155 familias) es de 8,15 años de escolarización, mientras que en Extremadura y Andalucía la media queda notablemente por debajo (6,38 y 6,53 años, respectivamente). Lo contrario ocurre en Madrid y Cataluña, donde el nivel medio de estudios del sustentador principal supera a la media (8,15), siendo éste de 9,72 y 9,31 años, respectivamente. Por lo tanto, hasta aquí, el mero análisis de los datos pone en evidencia la existencia de una relación entre la incidencia de la pobreza y la acumulación de capital humano. De este modo, la distribución

CUADRO N.º 1

TOTAL DE HOGARES, HOGARES POBRES Y PROPORCIÓN DE HOGARES POBRES, EN PORCENTAJE, POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS A PARTIR DE LOS DATOS DE LA EPF 1990-1991

	Total hogares	*Hogares pobres*	*Proporción pobres*
Ceuta y Melilla	221	71	32,1
Extremadura	830	261	31,4
Andalucía	3.674	833	22,7
Canarias	772	171	22,2
Castilla-La Mancha	1.694	366	21,6
Murcia	526	99	18,8
Castilla y León	3.162	561	17,7
Comunidad Valenciana	1.706	295	17,3
Galicia	1.739	296	17,0
Aragón	1.105	183	16,6
La Rioja	357	43	12,0
Cantabria	362	42	11,6
Asturias	443	51	11,5
Cataluña	1.644	149	9,1
Baleares	429	33	7,7
País Vasco	1.360	96	7,1
Madrid	764	35	4,6
Navarra	367	12	3,3
Total	**21.155**	**3.597**	**17,00**

Fuente: Elaboración propia.

desigual del capital humano entre CC.AA. está en consonancia con una distribución no homogénea del fenómeno de pobreza.

4. Descripción del modelo

El hecho de haber identificado los hogares pobres sobre la base de un umbral de pobreza permite que podamos contemplar el problema como un fenómeno de naturaleza discreta. Por este motivo, es factible dividir las observaciones de la muestra en dos grupos. El primer grupo estaría formado por aquellas unidades familiares cuyo gasto por adulto equivalente se sitúe por encima de la LP, y el segundo colectivo sería el integrado por aquellas unidades familiares cuyo gasto equivalente no supere dicho umbral.

Este planteamiento nos permite modelizar el fenómeno mediante un modelo de respuesta cualitativa cuya variable dependiente tomará los valores discretos 1 y 0, dependiendo de si el hogar pertenece o no al colectivo en condiciones de pobreza. Así, la especificación del modelo adopta la siguiente forma:

$$Y_i^* = \beta' . X_i + \varepsilon_i$$

CUADRO N.º 2

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE POBREZA MEDIANTE UN MODELO PROBIT

Variable	*MODELO 1*		*MODELO 2*	
	Coeficiente	*Estadístico "t"*	*Coeficiente*	*Estadístico "t"*
C	0,923642	(7,496895)	0,981054	(7,860662)
EDAD	–0,049905	(–11,30855)	–0,053789	(–12,04604)
EDAD2	0,000514	(12,95513)	0,000549	(13,69936)
NIVESTC	–0,056977	(–23,95635)	–	–
N2	–	–	–0,416880	(–15,85915)
N3	–	–	–0,978640	(–17,52071)
N4	–	–	–1,509400	(–14,32091)
N5	–	–	–1,616352	(–12,30112)
T2	–0,275925	(–9,235540)	–0,269281	(–8,961423)
T3	–0,390050	(–9,990740)	–0,368861	(–9,347259)
T4	–0,424276	(–14,35275)	–0,398089	(–13,34991)
ARAG	–0,203100	(–3,774117)	–0,225787	(–4,153068)
AST	–0,311767	(–3,656128)	–0,340195	(–3,950782)
BAL	–0,666649	(–6,791673)	–0,675359	(–6,863656)
CANAR	0,134137	(2,349044)	0,129442	(2,236124)
CANT	–0,281588	(–3,057717)	–0,311987	(–3,354771)
CASTL	–0,136726	(–3,561634)	–0,169081	(–4,346907)
CASTM	–0,136821	(–3,098091)	–0,143075	(–3,218525)
COMVAL	–0,152573	(–3,422059)	–0,169046	(–3,767958)
CEUTM	0,615754	(6,247643)	0,581737	(5,835140)
CAT	–0,505164	(–9,642037)	–0,525176	(–9,911533)
EXTREM	0,177754	(3,320487)	0,179295	(3,324428)
GAL	–0,199441	(–4,454528)	–0,210308	(–4,660824)
MAD	–0,693748	(–7,897129)	–0,715735	(–8,060398)
MURC	–0,076501	(–1,093448)	–0,075870	(–1,074745)
NAV	–1,015206	(–7,335520)	–1,042067	(–7,482168)
PV	–0,489335	(–8,218570)	–0,524919	(–8,669493)
RIOJA	–0,338720	(–3,567420)	–0,360903	(–3,754236)
	ES de la regresión= 0,354301		ES de la regresión= 0,353126	
	Media de la var. dependiente= 0,170078		Media de la var. dependiente= 0,170078	
	Criterio de Schwarz= 0,811312		Criterio de Schwarz= 0,802463	
	Desviación estándar var. dependiente= 0,375710		Desviación estándar var. dependiente= 0,375710	
	Total de observaciones= 21.155		Total de observaciones = 21.155	

Nota: C=Término constante; Edad=Edad del sustentador principal (SP); EDAD2=Edad del SP al cuadrado; NIVESTC=Años de estudio del SP; N2=Variable ficticia equivalente a estudios primarios, EGB o equivalentes y FP-1; N3=BUP o equivalentes, COU y FP2; N4= Carrera de grado medio o equivalente; N5= Estudios superiores o equivalentes; T2= Variable ficticia equivalente a tamaño municipal entre 10.000 y 50.000 habitantes; T3= Tamaño municipal entre 50.000 y 100.000 habitantes; T4=Tamaño municipal superior a 100.000 habitantes; ARAG=Variable ficticia para Aragón; AST=Asturias; BAL=Baleares; CANAR=Canarias; CANT=Cantabria; CASTL= Castilla-León; CASTM=Castilla-La Mancha; COMVAL= Comunidad Valenciana; CEUTM= Ceuta y Melilla; CAT= Cataluña; EXTREM= Extremadura; GAL= Galicia; MAD= Madrid; MURC=Murcia; NAV=Navarra; PV=País Vasco; RIOJA=La Rioja.

donde, Y_i^*= Variable latente.

X_i= Vector de variables explicativas

Estas variables explicativas, en consonancia con la ecuación minceriana de ingresos, están formadas por: edad del sustentador principal (SP), edad al cuadrado del SP, variables ficticias de CC.AA., variables ficticias del tamaño del municipio del SP y, finalmente, nivel de estudios del SP. Esta última variable —nivel de estudios— se ha introducido de dos formas, como variable continua y como variable discreta, considerándose los siguientes niveles educativos:

N1= Analfabetos y sin estudios (0 años de escolarización en el caso de la variable continua).

N2= Primarios, EGB o equivalentes y FP-1 (10 años de escolarización).

N3= BUP o equivalentes, COU y FP-2 (12 años de escolarización).

N4= Titulaciones de grado medio o equivalente (15 años de escolarización).

N5= Estudios superiores o equivalentes (17 años de escolarización).

A partir de este planteamiento, la estimación del modelo permite definir la probabilidad de que una familia sea pobre atendiendo a la siguiente formulación:

Prob. (Familia *i* pobre) = Prob. (Y^*_i < Línea de pobreza) = Prob. ($\beta' X_i + \varepsilon_i$ < LP)

Para la variable aleatoria ε se ha supuesto una distribución normal, lo que define la modelización PROBIT.

IV. RESULTADOS

1. Modelo estimado

Mediante la metodología anteriormente expuesta, se han estimado dos modelos cuya única diferencia radica en la variable *nivel de estudios*. En el primero de ellos, dicha variable se introduce como variable continua cuyo valor indica los años de escolarización del sustentador principal ; en el segundo caso, la variable es discreta y se introduce a través de cuatro variables ficticias expresivas de los niveles de estudios, considerándose el nivel 1 como categoría de referencia. Si bien la capacidad de ajuste de ambos modelos es muy similar, la estimación introduciendo las cuatro variables ficticias, que recogen los distintos niveles de estudios, ofrece una mayor flexibilidad en la evaluación de las probabilidades correspondientes, y ésta ha sido la alternativa elegida (4). En el cuadro número 2, se resumen los resultados de la estimación de ambos modelos.

2. Probabilidades estimadas por comunidades autónomas

Se han elegido cuatro comunidades autónomas por ser las más representativas de la mayor/menor concentración de unidades familiares pobres, teniendo en cuenta, también, la concentración de observaciones de cada comunidad autónoma sobre el total de observaciones de la EPF. Así, para el caso de mayor concentración de unidades familiares pobres, se han elegido Extremadura y Andalucía, ya que tienen una elevada pro-

CUADRO N.º 3

PROBABILIDADES DE POBREZA POR EDAD Y NIVEL DE ESTUDIOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL DEL HOGAR: EXTREMADURA, ANDALUCÍA, CATALUÑA Y MADRID

(En porcentaje)

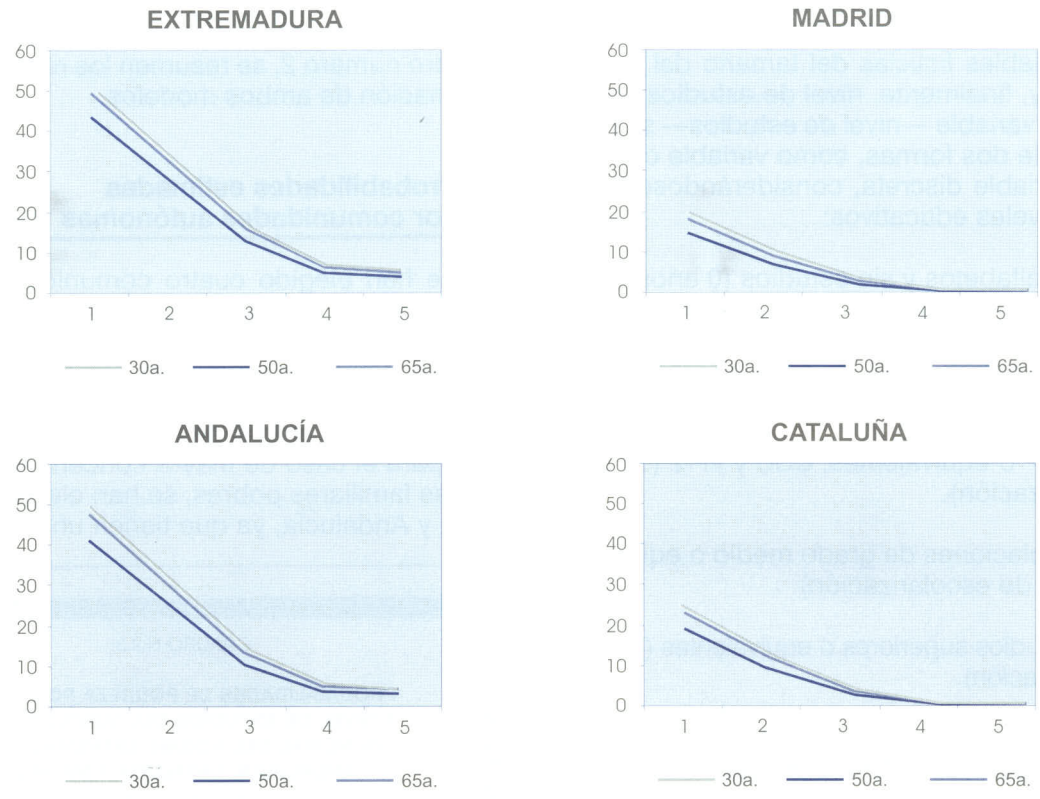
Edad/nivel de estudios	*Extremadura*	*Andalucía*	*Cataluña*	*Madrid*
30 años				
N1.....	51,63	44,50	25,35	19,65
N2.....	35,35	28,94	14,00	10,19
N3.....	17,42	13,20	5,03	3,34
N4.....	7,10	4,97	1,49	0,91
N5.....	5,76	3,97	1,13	0,67
50 años				
N1.....	43,79	36,86	19,47	14,66
N2.....	28,33	22,59	10,07	7,10
N3.....	12,82	9,44	3,29	2,12
N4.....	4,79	3,25	0,89	0,52
N5.....	3,81	2,55	0,66	0,38
65 años				
N1.....	49,37	42,26	23,57	18,12
N2.....	33,26	27,03	12,77	9,21
N3.....	16,00	12,02	4,47	2,94
N4.....	6,36	4,41	1,29	0,78
N5.....	5,13	3,50	0,97	0,57

Nota: Los niveles de estudios considerados han sido denotados por: N1=analfabetos y sin estudios; N2= Primarios, EGB o equivalentes y FP-1, N3=BUP o equivalentes, COU y FP2, N4= Carrera de grado medio o equivalente, N5= Estudios superiores o equivalentes.

GRÁFICO 2

PROBABILIDAD DE POBREZA DE LA UNIDAD FAMILIAR SEGÚN EL NIVEL DE ESTUDIOS, EDAD Y COMUNIDAD AUTÓNOMA DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL

En porcentaje



Nota: Los niveles de estudios considerados han sido denotados por: 1 = analfabetos y sin estudios; 2 = Primarios, EGB o equivalentes y FP-1; 3 = BUP o equivalentes, COU y FP2; 4 = Carrera de grado medio o equivalente, 5 = Estudios superiores o equivalentes.

porción de familias pobres y están bien representadas en la muestra. En sentido opuesto, destacan Madrid y Cataluña, ya que tienen una baja proporción de hogares pobres, además de un número de observaciones de dimensión notable. Para estas CC.AA. se ha confeccionado el cuadro n.º 3.

La forma de leer el cuadro n.º 3 es la siguiente. Para el caso de Extremadura, por ejemplo, un cabeza de familia sin estudios tiene una probabilidad del 52 por 100 de ser pobre, según la definición de pobreza adoptada, mientras que esta probabilidad se reduce al 20 por 100 si reside en Madrid. Por otro lado, el mismo cabeza de familia residente en Extremadura, pero con estudios superiores en lugar de sin estudios, tiene una probabilidad de quedar por debajo de la línea de pobreza de sólo un 6 por 100. Al igual se interpretarían las restantes probabilidades.

Un aspecto a resaltar es que entre las variables explicativas de la probabilidad de pobreza no figura el tamaño familiar. El motivo radica en que, al emplear escalas de equivalencia para medir el fenómeno de pobreza, el tamaño familiar implícitamente ya se está contemplando.

Finalmente, dos matizaciones. La primera es que los niveles de precios pueden diferir entre CC.AA., por lo que el mismo consumo monetario puede significar distinto consumo real. Este extremo no se ha contemplado por carencia de información estadística. La segunda es que, como al principio se ha indicado, al operar con una fuente

de datos, la EPF 90-91, dirigida a los hogares, los fenómenos de marginación o de pobreza extrema quedan mal representados. Ello puede explicar que en el modelo estimado, al aumentar el tamaño del municipio, la probabilidad de ser pobre se reduzca. En este caso, la dificultad de la encuesta para captar el fenómeno de marginalidad, así como la ausencia de corrección por precios, puede explicar el resultado.

V. CONCLUSIONES

Un primer resultado que se desprende de este análisis es que la pobreza en España no está distribuida homogéneamente entre las diferentes CC.AA. En este sentido, destaca la mayor incidencia que tiene el fenómeno en Ceuta y Melilla, Extremadura y Andalucía, mientras que en Navarra, Madrid, País Vasco y Cataluña —ordenadas de mayor a menor incidencia— afecta de forma menos intensa. Teniendo en cuenta la magnitud del fenómeno en las diferentes CC.AA., y el peso de cada comunidad sobre el total de observaciones, destacan los casos de Extremadura (31,4 por 100) y Andalucía (22,7 por 100), con mayor concentración de familias pobres, y en sentido opuesto, Madrid y Cataluña (4,6 por 100 y 9,1 por 100, respectivamente).

Otra conclusión que se desprende del presente análisis es que la pobreza afecta más intensamente a los hogares cuyo sustentador principal carece de estudios básicos, y la probabilidad de pobreza del hogar se va reduciendo a medida que su nivel de estudios aumenta. De esta forma, la estimación del modelo propuesto ha dado como resultado un coeficiente negativo y altamente significativo para la variable *nivel de estudios*, lo cual indica que la acumulación de capital humano reduce la probabilidad de pertenecer al colectivo en situación de pobreza. Este resultado está en consonancia con el hecho de que las CC.AA. con mayor concentración de familias pobres sean también las que poseen, en promedio, un nivel educativo menor del sustentador principal. Por otro lado, el efecto, en términos de reducción en la probabilidad de pobreza, de un año extra de estudios es más intenso para los niveles de estudio bajos que para los elevados. En otros términos, garantizar el acceso de toda la población a unos estándares educativos mínimos es una eficaz forma de contribuir a paliar la pobreza.

Finalmente, cabe señalar que la edad del sustentador principal del hogar es también un factor que condiciona la probabilidad de pobreza. Así, dividiendo la muestra en tres subgrupos (sustentadores principales de 30, 50 y 65 años), los sustentadores principales más jóvenes (30 años) son los que tienen la probabilidad más elevada de ser pobres, mientras que los sustentadores de mediana edad (50 años) tienen una probabilidad superior a los de 30 años e inferior a los de 65 años (5). En resumen, los sustentadores principales con menor nivel de estudios y de menor edad son los más proclives a pertenecer al colectivo situado por debajo del umbral de pobreza.

NOTAS

(1) Véase MARTÍN-GUZMÁN *et al.*, «La pobreza en España», en este mismo número de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA.

(2) En nuestro trabajo, se ha utilizado la *Escala de Oxford,* que es la que utiliza la OCDE en sus estudios. Esta escala de equivalencia pondera a cada miembro del hogar según los pesos siguientes: 1 al primer adulto (sustentador principal), 0,7 a cada uno de los adultos restantes y 0,5 a los menores de 14 años.

(3) 493.000 pesetas de 1991, inflactadas por el crecimiento de los precios, equivaldrían a 685.000 pesetas del año 2000. Es preciso señalar que la EPF española, al igual que sucede con este tipo de encuestas para otros países, infravalora los ingresos y el consumo. Empero, en nuestro caso, el hecho de utilizar una medida relativa de pobreza contribuye a paliar el problema.

(4) En efecto, la variable explicativa continua presupone que un año adicional de estudios siempre tiene el mismo efecto sobre la variable latente, independientemente del valor adoptado por los años de estudios. Su contemplación como discreta permite efectos marginales diferenciados, dependiendo del número de años de estudios que el sustentador principal posee. En efecto, pasar de, por ejemplo, 10 a 12 años de estudios tiene un mayor impacto sobre la menor probabilidad de ser pobre que pasar de 15 a 17 años. Captar esta respuesta diferencial es lo que permite la consideración del nivel educativo como variable discreta.

(5) Con facilidad puede comprobarse que en el modelo estimado el valor mínimo de la probabilidad de pobreza se alcanza alrededor de los 48 ó 49 años.

Resumen

El propósito de esta nota es, básicamente, analizar los efectos de la educación sobre la probabilidad de que una familia incurra en una situación de pobreza. Para ello, se emplean los microdatos procedentes de la Encuesta de presupuestos familiares 1990-91, definiendo un umbral de pobreza a partir del gasto familiar per cápita corregido empleando escalas de equivalencia, y estimando modelos de respuesta cualitativa. Se constata que al aumentar el nivel educativo, se reduce muy sensiblemente la probabilidad de incurrir en situación de pobreza, y que este efecto es más acusado para los niveles educativos bajos.

Palabras clave: pobreza, escalas de equivalencia, modelos probit.

Abstract

The purpose of this note is, basically, to analyse the effects of education on the probability of a family falling into a situation of poverty. For this we use the microdata from the Family Budget Survey 1990-91, defining a poverty threshold on the basis of per capita family spending using scales of equivalence and estimating qualitative response models. We confirm that the higher the level of education, the less the likelihood of falling below the poverty line, and that this effect is even more pronounced for low educational levels.

Key words: poverty, scales of equivalence, probit models.

JEL classification: I32.

POBREZA Y FAMILIA: ¿SON LOS JÓVENES UNA CARGA O UNA AYUDA?

Olga CANTÓ SÁNCHEZ
Magda MERCADER PRATS

I. INTRODUCCIÓN

POCAS dudas hay de que una de las piezas claves del modelo español de lucha contra la pobreza y la exclusión social es la familia. A los ojos de la opinión pública extranjera, sorprende que España sea un país con uno de los niveles de desempleo y precariedad laboral más elevados de Europa y al mismo tiempo pueda mantener un elevado nivel de cohesión social sin gastar en protección social más de lo que gastan sus socios europeos (Laparra y Aguilar, 1996; Robinson, 1998). Como decíamos, la respuesta al enigma se fundamenta en el papel protector que la familia ha jugado frente a las condiciones adversas en el mercado de trabajo. Desde una perspectiva familiar, España es uno de los países europeos con un menor porcentaje de hogares en los que todos sus miembros estén desempleados o inactivos, es decir, hogares en los que no haya alguien que trabaje. La precariedad laboral ha afectado fundamentalmente a mujeres y jóvenes, y los efectos de ésta se han visto atenuados por la red familiar. Actualmente, una proporción creciente de jóvenes, particularmente entre 25 y 29 años, convive con sus padres en un contexto en el que el desarrollo de las políticas públicas de combate a estas nuevas formas de precariedad en el mercado de trabajo no ha hecho sino reforzar estas tendencias de dependencia familiar.

Este trabajo pretende explorar las relaciones entre la situación económica de los hogares y la situación laboral de sus miembros, centrándose en el impacto que tiene en el bienestar del hogar la presencia de jóvenes con edades inferiores a 30 años tanto empleados como dependientes. Así, por una parte, la presencia de jóvenes en el hogar sería una carga económica para la familia, ya que la mayoría de los jóvenes que llegan a los 18 años no abandonan el hogar familiar y podrían ser considerados como "dependientes" de sus familias, de la misma forma que los son aquellos menores de 18 años. En este sentido, los padres, en buena medida, garantizan protección a sus jóvenes a costa, en muchos casos, de reducir su propio nivel de bienestar. Este hecho ha sido repetidamente indicado por la literatura reciente para España (Robinson, 1998; Toharia *et al.*, 1998). Por otro lado, si los jóvenes que permanecen en el hogar trabajan, pueden contribuir a la mejora del bienestar familiar, ayudando a prevenir la pobreza, sobre todo en hogares de baja renta. Así, los jóvenes con empleo pueden, de hecho, estar sustentando económicamente al hogar a costa de retrasar su propia emancipación. De forma más concreta, en este trabajo se intenta responder a las siguientes preguntas: ¿Son los hogares con jóvenes a cargo más vulnerables económicamente que los que no conviven con jóvenes? ¿Cuál es el impacto de la situación en el mercado de trabajo del sustentador principal y del joven sobre el bienestar económico de la familia, o, más concretamente, sobre la probabilidad de que el hogar sea o no pobre? ¿Cómo incide la situación laboral de sustentador y jóvenes sobre el tiempo que un hogar permanece en la pobreza? ¿Cuál es el efecto de la presencia de jóvenes dependientes o con empleo sobre los riesgos de entrada y salida de la pobreza? Para ello se explotan los datos procedentes de las principales encuestas a familias que realiza el Instituto Nacional de Estadística: la *Encuesta de presupuestos familiares*, 1990-1991 y la *Encuesta continua de presupuestos familiares*, 1985-1996. El uso de ambas encuestas permite abordar el problema tanto desde una perspectiva estática como dinámica.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el apartado II, se describe la evolución reciente de desempleo y temporalidad en el empleo de los jóvenes, junto con las tasas de dependencia juvenil en España desde una perspectiva comparada con Europa; en el III, se describe la metodología utilizada, tanto las fuentes de datos como los aspectos relacionados con la medición de la pobreza; los apartados IV y V están dedicados, respectivamente, al análisis estático y dinámico de la pobreza entre los jóvenes y sus familias. Finalmente, el trabajo incluye unos comentarios finales en el apartado VI.

II. LOS JÓVENES ESPAÑOLES Y SUS FAMILIAS EN EL CONTEXTO EUROPEO

España es uno de los países europeos con una de las mayores tasas de desempleo e inactividad. Es también el país con la tasa más alta de empleos temporales. Como es bien sabido, uno de los colectivos más fuertemente afectados por este desempleo y temporalidad es el de los jóvenes. Los

CUADRO N.º 1

TASA DESEMPLEO JÓVENES, 1986 Y 1996
(Porcentaje)

	15-19 AÑOS		*20-24 AÑOS*		*25-29 AÑOS*	
	1986	*1996*	*1986*	*1996*	*1986*	*1996*
España	51,1	50,7	44,2	39,1	25,8	29,3
Italia	41,8	36,4	29,8	33,3	14,4	18,1
Francia	33,6	31,9	21,1	26,8	11,9	16,2
Reino Unido	20,8	17,8	17,0	13,2	13,8	9,3
Unión Europea	25,6	22,8	21,2	21,4	13,2	13,6

Fuente: EUROSTAT (1988 y 1997a, tabla 08). Los resultados están basados en la definición ILO de desempleo. El grupo más joven incluye individuos de 14 años en 1986. Los datos para la Unión Europea se refieren a una media ponderada de todos los países miembros.

CUADRO N.º 2

PORCENTAJE DE TRABAJOS TEMPORALES SOBRE EL TOTAL DE TRABAJOS DESEMPEÑADOS POR JÓVENES ENTRE 16-29 UN AÑO DESPUÉS DE TERMINAR SU CICLO EDUCATIVO, 1996

	HOMBRES		*MUJERES*	
	Total	*(Involuntario)*	*Total*	*(Involuntario)*
España	85,8	(59,5)	87,4	(62,1)
Italia	32,8	(5,8)	51,9	(13,1)
Francia	68,3	n.d.	66,3	n.d.
Reino Unido	27,3	(7,1)	25,7	(6,5)
Unión Europea	50,3	(15,7)	50,2	(16,7)

Fuente: OECD (1998: Tabla 3.5). Los datos para la Unión Europea son una media no ponderada de los datos para los 14 países miembros. n.d.: no disponible.

cuadros n.^{os} 1 y 2 reflejan las tasas de desempleo juvenil y el peso del empleo temporal sobre el total de empleo ocupado por jóvenes para España, Italia, Francia y Reino Unido, así como la media de la Unión Europea. España destaca claramente como el país con mayores tasas de desempleo para los tres grupos de edad considerados, con niveles que doblan la media europea. Si bien para todos los países, incluido España, las tasas de desempleo decrecen con la edad del joven, es preocupante que la tasa de desempleo para los jóvenes entre 25 y 29 años de edad esté próxima al 30 por 100 con un claro incremento desde 1986 a 1996, y que, además, en términos relativos, sea en este grupo de individuos en el que la tasa para España se diferencie más de la media Europea (1). En lo que se refiere a la temporalidad en el empleo juvenil, España aparece también lejos de la media Europea. Un 85 por 100 de los contratos que firman los jóvenes que encuentran empleo durante el primer año tras haber terminado sus estudios (de segundo o tercer ciclo) es un contrato temporal, un porcentaje más de 25 puntos por encima del de la media europea (2).

La estructura de la protección social existente en España para que estos jóvenes hagan frente a estas situaciones de desempleo o inestabilidad del empleo es muy limitada. La protección de carácter contributivo deja de lado a los jóvenes que no han trabajado nunca, y es escasa cuando la carrera de empleo es corta. Los subsidios asistenciales, por otro lado, tienen un carácter muy fragmentado y limitado tanto en cobertura a estos colectivos como en cuantía.

España es también un país alejado de la media europea cuando miramos a las tasas de dependencia juveniles. Según Fernández Cordón (1996), las tasas de dependencia juvenil han aumentado en España de forma muy significativa. En 1994, el 91,5 por 100 de los hombres jóvenes entre 21 y 24

años y el 65,8 por 100 de los que tienen edades entre 25 y 29 años viven todavía con sus padres; estos porcentajes son ligeramente inferiores para las mujeres (3). El patrón de emancipación de los jóvenes españoles se asimilaría al de países como Italia, pero quedaría muy alejado del de países como Francia o el Reino Unido, en los que sólo en torno a un 20 por 100 de los jóvenes entre 25 y 29 años viven con sus padres.

Sin lugar a dudas, estas tendencias en la tasa de dependencia juvenil no son independientes de las tendencias del mercado laboral y del sistema de protección social descritas anteriormente, unidas a las aún no mencionadas dificultades del joven para acceder a una vivienda (4). De hecho, desde mediados de los años ochenta se habla de pobreza encubierta entre los jóvenes y sus vínculos con la crisis demográfica en estudios referidos al caso del País Vasco (Gobierno Vasco, 2001). Sin embargo, sería difícil entender estas tendencias en la tasa de dependencia juvenil o en el sistema de protección social, incluida la política de vivienda, sin tener en cuenta el papel protector que tradicionalmente ha jugado la familia en la sociedad española. Tal como señalan algunos autores (5), la familia es vista como una institución fundamental en la protección de sus miembros ante condiciones de precariedad económica. Un empleo estable, una vivienda adecuada y dejar el hogar paterno tienden a ser eventos que van de la mano, y el joven recibe protección hasta que estas premisas se cumplen.

Sin lugar a dudas, el contexto socioeconómico descrito ha tendido a reforzar los lazos familiares en España de forma relativamente exitosa. El aumento de hogares con tres o más adultos, ha permitido que España sea un país con uno de los porcentajes más bajos de hogares en los que nadie trabaja (véase OCDE, 1998). En este sentido, la familia actuaría como red protectora fundamental para aquellos individuos en situación de necesidad, ya sean jóvenes o no. En los apartados IV y V se profundizará en estas interrelaciones entre la situación de empleo de los jóvenes y la pobreza familiar.

III. METODOLOGÍA

1. Fuentes de datos

Los microdatos de hogares que utilizamos en este trabajo proceden de dos encuestas de presupuestos familiares: la *Encuesta de presupuestos familiares* (EPF) de 1990-91 y la *Encuesta continua de presupuestos familiares* (ECPF) desde 1985 a 1992. La primera es una gran encuesta anual de corte transversal, y la segunda es una encuesta longitudinal rotativa y trimestral, más limitada en términos de muestra, pero que recoge información de los hogares en varios momentos del tiempo. El ámbito territorial de ambas encuestas es el conjunto del estado español, aunque la ECPF excluye Ceuta y Melilla.

El objetivo principal de las dos encuestas es recopilar la información sobre los gastos familiares necesaria para determinar su peso relativo en el índice de precios al consumo. En todo caso, también recogen datos sobre los ingresos de los hogares, además de información sobre las características socioeconómicas y demográficas de los mismos. Ambas encuestas son elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y sus respectivos cuestionarios tienen una estructura similar. Su representatividad poblacional está garantizada por un factor de elevación proporcionado por el INE para cada año y trimestre. En términos de tamaño de la muestra, y debido en gran medida a la distinta naturaleza de las dos encuestas, la EPF es mucho más amplia que la ECPF. La primera abarca a 20.934 familias y 71.333 individuos, de los cuales 13.573 son jóvenes entre 18 y 29 años, mientras la ECPF contiene datos trimestrales de 3.200 hogares cada trimestre. En esta segunda encuesta, debe tenerse en cuenta que los hogares son entrevistados un máximo de dos años (ocho trimestres). Los hogares son sustituidos por rotación y por el abandono de la muestra denominado *attrition* en la literatura de datos panel. Para que este efecto tenga la menor influencia sobre los resultados, se han construido los pesos relevantes y se procede con ellos a ponderar los resultados, que se obtienen. Además, para maximizar la información procedente de la ECPF, se ha construido un panel intemporal de manera que entre el primer trimestre de 1985 y el último de 1992 observamos 19.138 hogares durante, al menos, cinco entrevistas. De éstos, un 34 por 100 (6.604) son hogares con jóvenes que permanecen en el hogar familiar, y un 7,6 por 100 (1.456) son hogares cuyo sustentador principal es un joven.

2. Algunas cuestiones metodológicas

Este trabajo se ocupa de la pobreza económica en términos relativos. Se utiliza un umbral de pobreza igual a la mitad del ingreso equivalente mediano por hogar, una línea que se calcula similar al

40 por 100 de la renta media para todos los años (6). La unidad de análisis es el hogar, aunque tanto para el cálculo de la mediana como para el de los índices de pobreza se ponderan los hogares por su número de miembros. El ingreso del hogar se ajusta por las necesidades del mismo, de acuerdo con el tamaño del hogar, y el número de adultos equivalentes en el hogar corresponde a la raíz cuadrada del número de miembros del mismo (7). La definición de ingreso es el total de ingresos regulares, monetarios y no monetarios, netos del hogar en el periodo inmediatamente anterior a la entrevista (año o trimestre) (8). Los ingresos monetarios del hogar están constituidos por rentas de empleo por cuenta ajena y propia, ingresos por transferencias regulares (pensiones, prestaciones y subsidios por desempleo) y rentas de capital. Los ingresos no monetarios incluyen salarios en especie, autoconsumo y autosuministro. Los ingresos son netos de cotizaciones a la seguridad social y retenciones por la imposición sobre la renta.

La definición de *joven* incluye a todo individuo con edades entre 18 y 29 años. Posteriormente, se diferencia entre los jóvenes que permanecen en el hogar familiar, es decir, que no son sustentadores principales ni están casados o conviviendo como pareja con individuos que lo son. Los individuos se consideran *empleados* (tanto los sustentadores principales como los jóvenes) cuando reciben rentas de empleo (por cuenta tanto propia como ajena) durante el periodo de referencia. En este análisis se supone que todos los individuos que conviven en el hogar comparten todas sus rentas. Esto puede ser una hipótesis restrictiva especialmente para los jóvenes en hogares de renta media y alta, en los que el joven podría no compartir sus rentas. En todo caso, la falta de información en las encuestas sobre este aspecto hace que no sea tratado aquí.

IV. LA POBREZA ENTRE LOS JÓVENES Y SUS FAMILIAS: UNA VISIÓN DE CORTE TRANSVERSAL

Tal como se ha señalado, el objetivo de este apartado es el de responder a dos cuestiones. La primera es cuál es el impacto que tiene la situación de empleo del sustentador principal y del joven sobre la probabilidad de que la familia sea pobre. La segunda es si las personas que conviven con jóvenes a cargo padecen un mayor riesgo de pobreza que aquellas que no tienen jóvenes dependientes. Utilizando los datos de la EPF 1990-91, el cuadro n.º 3 proporciona una primera estimación del riesgo de pobreza (medido como el porcentaje de personas pobres) para la población en su conjunto, la población juvenil y distintos tipos de hogar. Entre los tipos de hogar considerados, se distingue a los hogares en función de la situación de empleo/no empleo del sustentador principal y su edad, la presencia o no de jóvenes y la situación de empleo/no empleo de los jóvenes. Esta clasificación permite tomar en cuenta algunas de las interacciones antes apuntadas entre dependencia y empleo juvenil, familia y pobreza. Nótese que más

CUADRO N.º 3

PORCENTAJE DE INDIVIDUOS POR DEBAJO DEL UMBRAL DE POBREZA

	Porcentaje de pobres (individuos)	*Error estándar*	*Porcentaje sobre individuos*
SUSTENTADOR PRINCIPAL >29 AÑOS	9,7	0,21	94,6
Sust. pral. empleado, sin jóvenes	7,9	0,33	33,9
Sust. pral. empleado, jóvenes dependientes	9,0	0,55	15,4
Sust. pral. empleado, algún joven empleado	2,8	0,32	17,4
Sust. pral. no empleado, sin jóvenes	18,3	0,51	15,9
Sust. pral. no empleado, jóvenes dependientes	32,7	1,66	4,2
Sust. pral. no empleado, algún joven empleado	4,9	0,59	7,8
SUSTENTADOR PRINCIPAL <30 AÑOS	12,4	0,93	5,4
Sust. pral. empleado	11,1	0,91	5,1
Sust. pral no empleado	39,5	7,06	0,3
Población joven	7,8	0,23	19,2
Total población	9,9	0,11	100,0

Fuente: Elaboración propia a partir de EPF 1990-1991.

CUADRO N.º 4

REGRESIÓN *PROBIT*. PROBABILIDAD DE QUE EL HOGAR SEA POBRE

	Coeficiente	*Error estándar*
	−0,50	0,0037
CARACTERÍSTICAS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL DE LA FAMILIA		
Edad		
18–24	0,48	0,0049
25–34	0,24	0,0022
35–44	Ref.	
45–54	−0,10	0,0021
55–64	−0,24	0,0022
>64	−0,67	0,0025
Nivel educativo		
Analfabeto sin estudios	Ref.	Ref.
Primarios	−0,31	0,0013
Secundarios (1er ciclo)	−0,69	0,0026
Secundarios (2º ciclo)	−1,04	0,0046
Universitarios	−0,72	0,0040
Sexo sustentador principal de la familia (hombre)	−0,24	0,0021
Situación pareja		
Sin convivencia con pareja	Ref.	Ref.
Convivencia con pareja empleada	−0,42	0,0027
Convivencia con pareja no empleada	0,03	0,0021
CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR		
Tipo de municipio		
<10.000 hab.	Ref.	Ref.
>10.000 – <100.000 hab.	−0,11	0,0014
>100.000 hab.	−0,30	0,0015
Comunidad Autónoma		
Andalucía	Ref.	Ref.
Aragón	−0,43	0,0034
Asturias	−0,73	0,0041
Baleares	−0,49	0,0045
Canarias	0,09	0,0027
Cantabria	−0,43	0,0051
Castilla y León	−0,32	0,0024
Castilla–La Mancha	−0,16	0,0026
Cataluña	−0,65	0,0021
Comunidad Valenciana	−0,36	0,0021
Extremadura	0,06	0,0028
Galicia	−0,37	0,0024
Madrid	−0,31	0,0022
Murcia	−0,05	0,0033
Navarra	−0,43	0,0056
País Vasco	−0,34	0,0028
La Rioja	−0,81	0,0093
Número de miembros del hogar	0,02	0,0005
Vivienda del hogar		
Propiedad	Ref.	Ref.
Alquiler	0,29	0,0016
Subsidiada	0,27	0,0019
Tipo de hogar (*)		
Sust. pral. empleado, sin jóvenes	−0,003	0,0021
Sust. pral. empleado, jóvenes dependientes	Ref.	Ref.
Sust. pral. empleado, algún joven empleado	−0,41	0,0024
Sust. pral. no empleado, sin jóvenes	0,81	0,0025
Sust. pral. no empleado, jóvenes dependientes	1,10	0,0028
Sust. pral. no empleado, algún joven empleado	−0,30	0,0034
Log–verosimilitud	−3.246.019,035	
Riesgo predecido (medio)	11,6	
Número de observaciones	21.155	

(*) Para el cálculo de esta variable, se consideran jóvenes aquellos que no son ni sustentadores ni cónyuges. Es decir, los hogares con un sustentador principal o cónyuge joven, sin ningún otro joven así definido, estarán incluidos en las categorías «sust. pral. empleado, sin jóvenes» o «sust. pral. no empleado con jóvenes», según el sustentador principal esté o no empleado.

del 50 por 100 de la población española vive en hogares con algún joven. En torno a un 6 por 100 de los hogares estarían sustentados por una persona de menos de 30 años, y en ellos viviría un 5,4 por 100 de la población total.

Puede verse en el mencionado cuadro que los jóvenes son el grupo demográfico con unas tasas de pobreza más bajas, entre un 7 y un 8 por 100, dos puntos porcentuales por debajo de la tasa de pobreza para el conjunto de la población. Existe, sin embargo, una variabilidad importante en el riesgo de pobreza para los diferentes tipos de hogar analizados. El riesgo de pobreza es relativamente elevado para personas que viven en hogares encabezados por un joven, ya que se sitúa casi tres puntos por encima de la media. La tasa de pobreza más elevada corresponde a hogares con un sustentador principal joven sin trabajo. Aunque la muestra es pequeña (y elevado por lo tanto el error estándar asociado), el riesgo de pobreza para este colectivo sería más de tres veces el correspondiente a la población en su conjunto. Este riesgo relativamente elevado no parece sorprendente a la luz de las condiciones del mercado laboral a las que los jóvenes deben hacer frente, junto con la insuficiencia en las políticas públicas de apoyo a este colectivo ya antes apuntadas. Parecería además que los jóvenes que tienden a emanciparse relativamente pronto pertenecerían a hogares menos favorecidos (9).

El riesgo de pobreza en hogares cuyo sustentador principal trabaja aparece muy próximo a la media. El hecho de tener jóvenes dependientes no parece aumentar significativamente el riesgo de pobreza cuando el sustentador principal está empleado, pero sí en cambio cuando no lo está. En el caso de que el sustentador principal no trabaje, convivir con jóvenes dependientes casi dobla el riesgo de pobreza con respecto a la situación en la que no se convive con jóvenes (del 18,3 al 32,7 por 100). Por otro lado, el colectivo que tiene un menor peligro de pobreza es el que corresponde a hogares en los que tanto el sustentador como algún joven trabajan. En este caso, la tasa de pobreza es sólo del 2,8 por 100. Es interesante señalar la efectividad del empleo juvenil en la prevención del riesgo de la pobreza cuando el sustentador principal no trabaja; para este colectivo, el joven parece jugar un papel clave en la prevención de la pobreza de las personas con las que convive.

En este punto, el interés es explorar de manera más rigurosa los efectos de la composición y la situación laboral de los miembros del hogar sobre la probabilidad de éste de estar en el grupo de los pobres. Para ello, se ha procedido a una estimación de esta probabilidad controlando por el efecto que otras características del hogar puedan tener sobre ella a través de un modelo econométrico *probit* multivariante. Las variables de control son la edad, el nivel educativo y el sexo del sustentador principal, la CC.AA., el tipo de municipio, las características de la vivienda, el tamaño del hogar, la situación de convivencia con pareja y *status* laboral de la misma. Así, la variable explicativa clave será la de *tipo de hogar* que toma en cuenta la presencia de jóvenes y el *status* de empleo del sustentador y de los jóvenes en el hogar (ver anexo para más detalles). Los resultados de esta estimación aparecen en el cuadro n.º 4. Es interesante señalar que, en conjunto, las variables incluidas en la regresión son altamente significativas y, como vemos, los coeficientes de la variable tipo de hogar permiten tanto reforzar como matizar algunas de las conclusiones apuntadas anteriormente. Se confirma que, en general, la probabilidad de ser pobre es menor cuando el sustentador principal trabaja que cuando no trabaja. No obstante, para una situación laboral dada del sustentador principal, el riesgo de pobreza varía notablemente con la presencia de jóvenes y su *status* laboral. Se constata que en hogares cuyo sustentador principal no trabaja los jóvenes dependientes son una carga para sus familias: la convivencia con jóvenes dependientes comporta una mayor probabilidad de pobreza que la no convivencia. Este efecto no se observa, en cambio, cuando el sustentador principal está empleado. Las estimaciones permiten también observar el *efecto ayuda*: cuando algún joven en el hogar trabaja, el riesgo de pobreza se reduce notablemente. Este último efecto es especialmente relevante para los hogares cuyo sustentador principal no está empleado. Así, las estimaciones econométricas permiten reforzar la idea de que el colchón familiar en España no sólo funciona de padres a hijos, sino también de jóvenes a padres u otros familiares, especialmente entre los hogares menos favorecidos.

V. LA DURACIÓN DE LA POBREZA ENTRE LOS JÓVENES Y SUS FAMILIAS

El análisis estático de la pobreza realizado hasta ahora indica que la situación de dependencia o empleo de los jóvenes en el hogar tiene un efecto significativo sobre la probabilidad de que éste sea o no pobre. En este apartado se complementan los resultados obtenidos en el estudio estático

profundizando en diferentes aspectos de la dinámica de la pobreza. La explotación de la dimensión dinámica permite estudiar qué hogares tienen mayores probabilidades de abandonar la pobreza y cuáles tienen mayores probabilidades de caer en ella (flujo de salida y flujo de entrada). Además, nos permite distinguir situaciones que, desde una perspectiva social, son muy diferentes: las situaciones de pobreza persistente de aquellas experiencias de pobreza de corta duración. En concreto, en este apartado se analiza, en primer lugar, cómo incide la situación laboral de sustentador y jóvenes sobre los flujos de salida y entrada en la pobreza de los hogares y, en segundo lugar, qué clase de pobreza (persistente o transitoria) es la que más padece cada tipo de hogar clasificado según la situación laboral de sus miembros.

1. La rotación de la pobreza

En este epígrafe nos ocupamos de analizar los flujos hacia dentro y hacia fuera de la pobreza, también denominados riesgos de entrada y salida de una situación de baja renta. Tal como señalábamos, el objetivo es clarificar cuál es el efecto de la presencia de jóvenes dependientes o con empleo sobre estos riesgos. En la medida en que la presencia de jóvenes (dependientes o empleados) aumente el riesgo de salida de su hogar de situaciones de baja renta, se podrá concluir que éstos reducen la duración esperada del período de pobreza del hogar. En este sentido, los jóvenes estarían actuando como *promotores* de la salida del hogar de la pobreza, y su papel sería de ayuda a salir de situaciones de baja renta (Ravallion, 1996). Igualmente, si los jóvenes reducen el riesgo de entrada de su hogar a la pobreza se podrá decir que juegan un papel de *protección* de hogares potencialmente vulnerables a caer en situaciones de baja renta. Finalmente, un aumento de ambos flujos supondría que los jóvenes están imponiendo una mayor inestabilidad en los ingresos de los hogares cercanos a la cola baja de la distribución de la renta. Debemos notar que este último punto del análisis es especialmente interesante en el caso de los jóvenes españoles, dada la situación de alta inestabilidad en el mercado de trabajo de los menores de treinta años en nuestro país que ya apuntamos en el apartado II.

Los riesgos de salida y entrada de situaciones de pobreza, calculados para diferentes tipos de hogar, aparecen en el cuadro n.º 5. La posibilidad de salida de la pobreza se calcula como el porcentaje de hogares de cada tipo considerado que,

CUADRO N.º 5

ROTACIÓN DE LA POBREZA, POR TIPOS DE HOGARES

	Riesgo de salida	*Error estándar*	*Observaciones*	*Riesgo de entrada*	*Error estándar*	*Observaciones*
SUSTENTADOR PRINCIPAL >29 AÑOS						
Sust. pral. empleado, sin jóvenes	53,3	2,3	452	3,2	0,2	6.478
Sust. pral. empleado, jóvenes dependientes	59,9	3,3	219	1,5	0,2	3.324
Sust. pral. empleado, algún joven empleado	100,0	–	4	1,9	0,5	712
Total s. pral. empleado	55,7	1,9	675	2,6	0,1	10.514
Sust. pral. no empleado, sin jóvenes	42,5	1,4	1.154	6,9	0,4	4.446
Sust. pral. no empleado, jóvenes dependientes	55,9	2,4	401	5,0	0,5	1.557
Sust. pral. no empleado, algún joven empleado	75,3	11,5	14	5,2	1,1	377
Total s. pral. desempleado	46,2		1.569	6,4		6.380
TOTAL	49,1	1,0	2.244	4,0	0,1	16.894
SUSTENTADOR PRINCIPAL <30 AÑOS						
Sust. pral. empleado	64,8	5,2	83	2,7	0,4	1.207
Sust. pral. no empleado	66,8	5,9	63	14,9	3,5	103
TOTAL	65,7	3,4	146	3,7	0,5	1.310

Nota: (a) Elaboración propia con datos de la ECPF.
(b) Los hogares fueros pesados por la probabilidad de abandonar el panel. Para obtener los pesos relevantes se estima una regresión *probit* de la probabilidad de que un hogar permanezca en el panel durante las cinco primeras entrevistas, usando como variables explicativas las características del hogar en su primera entrevista (edad sustentador principal, nivel educativo, estado civil, sexo y situación laboral, además del número de miembros del hogar y el tipo de municipio de residencia). Los pesos se construyen tomando la inversa de la probabilidad estimada restringiendo a la suma de los pesos a ser igual al número de hogares en la muestra en primera entrevista.
(c) La muestra incluye a los hogares en los que el único joven está casado (convive como pareja) con el sustentador principal que tiene más de 29 años como hogares sin jóvenes.

CUADRO N.º 6

RIESGOS DE SALIDA Y ENTRADA EN LA POBREZA

	RIESGO DE SALIDA		*RIESGO DE ENTRADA*	
	Coeficiente	*Error estándar*	*Coeficiente*	*Error estándar*
CARACTERÍSTICAS DEL SUST. PRAL. DE LA FAMILIA				
Edad				
18–24	–0,16	0,32	0,41 (a)	0,21
25–34	–0,07	0,17	0,20 (a)	0,09
35–44	Ref.			
45–54	–0,10	0,13	–0,02	0,09
55–64	–0,13	0,13	–0,11	0,09
>64	–0,14	0,14	–0,37(a)	0,11
Nivel educativo				
Analfabeto/sin estudios	–0,09	0,07	0,26	0,05
Primarios	Ref.		Ref.	
Secundarios (1er ciclo)	0,17	0,17	–0,07	0,09
Secundarios (2º ciclo)	0,86	0,27	–0,36 (a)	0,12
Universitarios	0,63 (a)	0,37	–0,48 (a)	0,14
Sexo sust. pral. (hombre)	0,02 (b)	0,15	–0,15 (b)	0,10
Situación pareja				
Sin convivencia pareja	Ref.			
Convivencia, pareja empleada	0,55(b)	0,35	–0,02	0,14
Convivencia, pareja no empleada	0,09	0,14	0,03	0,09
CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR				
Tipo de municipio				
<10.000 hab.	Ref.			
>10.000 – <100.000 hab.	0,07	0,08	–0,17 (a)	0,05
>100.000 hab	0,06	0,09	–0,35 (a)	0,06
Número de miembros del hogar	0,0005	0,011	–0,003	0,02
Vivienda del hogar				
Propiedad	Ref.		Ref.	
Alquiler	–0,22(b)	0,12	0,11	0,09
Subsidiada	–0,09	0,09	0,11 (b)	0,06
Tipo de hogar				
Sust. pral. empleado, sin jóvenes	–0,19	0,14	0,27 (a)	0,08
Sust. pral. empleado, jóvenes dependientes	Ref.		Ref.	
Sust. pral. empleado, algún joven empleado	0,35	0,42	–0,02	0,14
Sust. pral. no empleado, sin jóvenes	–0,31(a)	0,13	0,73 (a)	0,10
Sust. pral. no empleado, jóvenes dependientes	–0,01	0,13	0,57 (a)	0,10
Sust. pral. no empleado, algún joven empleado	0,55	0,52	0,44 (a)	0,17
Efectos temporales				
Año	–0,04 (a)	0,01	–0,01	0,01
Trimestre				
Primero	Ref.		Ref.	
Segundo	0,06	0,10	–0,04	0,06
Tercero	0,06	0,10	–0,13	0,07
Cuarto	0,03	0,10	–0,004	0,06
Constante	0,32	0,24	–1,70 (a)	0,16
Log–verosimilitud	–844,74		–1.446,48	
Pseudo R cuadrado	0,03		0,07	
Riesgo predecido (medio)	0,502		0,029	
Número de observaciones	2.390		18.164	

Nota: (a) significativo al 5 por 100; (b) significativo al 10 por 100.

siendo pobre en su primera entrevista, ha logrado salir de la pobreza cuando lo observamos un año después (en la quinta entrevista del hogar). Del mismo modo, cada riesgo de entrada en la pobreza se calcula como el porcentaje de hogares de cada tipo que, no siendo pobre en la primera entrevista, ha caído en la pobreza cuando lo observamos un año después. Los resultados señalan, en primer lugar, que la probabilidad de salida de la pobreza es superior para los hogares con un sustentador principal joven, mientras que el riesgo de entrada es similar al de otros hogares. Esto sugiere que la mayor movilidad o inestabilidad temporal de los ingresos de este colectivo les permiten salir más frecuentemente de la cola baja de la distribución de la renta, pero no les hacen más proclives que otros hogares a sufrir periodos de pobreza. Puede verse también que la situación de empleo del sustentador principal determina de forma importante los niveles de entrada y salida de la pobreza. Cuando el sustentador principal está empleado, el hogar tiene menos posibilidades de caer en la pobreza que cuando no lo está (la tasa de entrada pasa de un 6,4 a un 2,6 por 100) y más posibilidades de salir de ella si ya se encuentra en una situación de baja renta (la tasa de salida pasa de un 46,2 a un 55,7 por 100). Por tanto, se podría decir que el empleo del sustentador principal tiene un efecto dinámico clave que es el de *proteger* de la pobreza a hogares vulnerables, aunque también *posibilita,* si bien en menor medida, la salida de aquellos que ya se encuentran en un periodo de baja renta (10). Por otro lado, la simple presencia de jóvenes en el hogar, tanto dependientes como empleados, actúa fundamentalmente en el mismo sentido: *ayudando* a salir de la pobreza y *protegiendo* a los hogares vulnerables de una posible caída en ella.

En este punto, y a pesar de que en hogares cuyos miembros jóvenes trabajan el riesgo de salida de la pobreza aumenta significativamente con respecto a hogares con jóvenes a cargo, llama la atención que sea la *mera presencia* de jóvenes en el hogar lo que incremente la posibilidad de salida y reduzca el riesgo de entrada. Es muy posible que sea la heterogeneidad de cada uno de los grupos en que hemos clasificado los hogares de la muestra lo que esté dirigiendo estos resultados. Para introducir la heterogeneidad de los grupos en el análisis, y obtener resultados del genuino efecto de la situación laboral de los jóvenes sobre los flujos de entrada y salida de la pobreza, se ha procedido a una estimación de las probabilidades de salida y entrada de la pobreza controlando por todas las características del hogar que puedan ser relevantes para esa transición. Para ello, se utiliza un modelo econométrico *probit* multivariante, en el que la variable dependiente es la probabilidad de transición hacia dentro o hacia fuera de la pobreza, y las variables explicativas son tanto las características demográficas y socioeconómicas de los hogares como la situación laboral de sus miembros (ver anexo para más detalles). De este modo, se podrá determinar el efecto relativo de las variables de mercado de trabajo de los jóvenes sobre la probabilidad de transición, a la vez que se controla por una gran variedad de otras características de los hogares.

Los resultados de la regresión aparecen en el cuadro n.º 6 y sugieren, por un lado, que, efectivamente, el empleo del sustentador principal es determinante en la probabilidad del hogar de salir y entrar en la pobreza y que, sobre todo, tiene el efecto de evitar la entrada en la pobreza de los hogares vulnerables. Por otro lado, el empleo de los jóvenes es relevante únicamente para *promover* o facilitar la salida de la pobreza de los hogares cuyo sustentador principal está también empleado y para *proteger* de la pobreza al hogar cuando su sustentador principal está sin empleo. Es decir, el *efecto ayuda* observado en el análisis estático se manifiesta también en el análisis dinámico para determinados colectivos y con efectos de movilidad diferenciados: los jóvenes empleados facilitan la salida de la pobreza de hogares con sustentador principal empleado uniendo sus ingresos de empleo a los que recibe el sustentador principal, y evitan con sus ingresos la caída en la pobreza de hogares con sustentador principal sin empleo.

Por último, observamos que la convivencia con jóvenes dependientes no comporta una mayor probabilidad ni de entrada ni de salida de la pobreza que la no-convivencia con jóvenes. Por lo tanto, el *efecto carga* detectado en el análisis estático no se manifiesta en el análisis dinámico.

2. Pobreza persistente o pobreza transitoria

Lo expuesto en el apartado anterior nos da una primera indicación de los efectos de la situación de empleo del sustentador principal y de los jóvenes tanto sobre la capacidad de los hogares pobres de abandonar su situación como sobre la probabilidad de que los hogares que no son pobres caigan en situaciones de baja renta. En cualquier caso, otro de nuestros objetivos era determinar qué tipo de hogares (sin jóvenes, con jóvenes

CUADRO N.º 7

TASAS DE POBREZA DURANTE TODO EL PERIODO DE OBSERVACIÓN DEL HOGAR, POR TIPOS DE HOGARES

	Pobre todos los trimestres (error estándar)	*Pobre algún trimestre (error estándar)*	*Media pobreza trimestral*	*Observaciones*
SUSTENTADOR PRINCIPAL >29 AÑOS				
Sust. pral. empleado, sin jóvenes	1,4 (0,1)	14,3 (0,4)	6,1	6.931
Sust. pral. empleado, jóvenes dependientes	0,9 (0,1)	12,0 (0,5)	5,0	3.542
Sust. pral. empleado, algún joven empleado	0,0 (0,0)	8,6 (1,0)	2,1	716
Total s. pral. empleado	1,1 (0,1)	13,2 (0,3)	–	11.189
Sust. pral. no empleado, sin jóvenes	5,3 (0,3)	30,7 (0,6)	19,1	5.600
Sust. pral. no empleado, jóvenes dependientes	4,2 (0,4)	29,0 (1,0)	15,1	1.958
Sust. pral. no empleado, algún joven empleado	0,9 (0,4)	13,1 (1,7)	3,8	391
Total s. pral. no empleado	4,8 (0,2)	29,4 (0.5)	–	7.949
TOTAL	2,7 (0,1)	19,9 (0,2)	10,3	19.138
SUSTENTADOR PRINCIPAL <30 AÑOS				
Sust. pral. empleado	1,2 (0,3)	13,2 (0,9)	6,1	1.290
Sust. pral. no empleado	4,0 (0,5)	55,0 (1,4)	32,8	166
TOTAL	1,5 (0,3)	18,0 (1,0)	12,4	1.456

Nota: (a) Elaboración propia con datos de la ECPF.
(b)Los errores estándar asumiendo una muestra aleatoria aparecen entre paréntesis.
(c) Los hogares fueros pesados por la probabilidad de abandonar el panel. Para obtener los pesos relevantes, se estima una regresión *probit* de la probabilidad de que un hogar permanezca en el panel durante las cinco primeras entrevistas, usando como variables explicativas las características del hogar en su primera entrevista (edad sustentador principal, nivel educativo, estado civil, sexo y situación laboral, además del número de miembros del hogar y el tipo de municipio de residencia). Los pesos se construyen tomando la inversa de la probabilidad estimada restringiendo a la suma de los pesos a ser igual al número de hogares en la muestra en primera entrevista.
(d) La muestra incluye a los hogares en los que el único joven está casado (convive como pareja) con el sustentador principal que tiene más de 29 años como hogares sin jóvenes.

dependientes, con jóvenes empleados) registran mayores niveles de pobreza persistente o de largo plazo y/o de pobreza transitoria o de corto plazo (11).

Un primer modo para medir pobreza persistente y transitoria es denominar pobres persistentes a aquellos hogares que son pobres en todas las entrevistas que se realizan al hogar (hogar pobre todos los trimestres) y pobres transitorios a aquellos hogares que son pobres en alguna de las entrevistas, pero que no son pobres en otras (pobre algún trimestre) y, posteriormente, calcular el porcentaje de hogares que pertenecen a cada grupo. Los resultados de este cálculo para cada tipo de hogar aparecen en el cuadro n.º 7 (12). Únicamente un 2,7 por 100 de los hogares cuyo sustentador principal tiene más de 29 años resultan clasificados como pobres persistentes, mientras que hasta un 20 por 100 son pobres en algún momento. Además, debemos resaltar que para los hogares con sustentador principal menor de 30 años la tasa de pobreza persistente es aún más baja (1,5 por 100) y la tasa de pobreza transitoria es similar (18 por 100). Como vemos, la pobreza transitoria es un fenómeno importante.

Para el colectivo de mayores de 29 años, resulta que el empleo del sustentador principal (con respecto a una situación de no empleo) reduce el riesgo de que un hogar sufra pobreza transitoria (del 29,4 al 13,2 por 100) y, en mayor medida, el riesgo de que experimente pobreza persistente (de un 4,8 a un 1,1). Del mismo modo, la presencia de jóvenes empleados reduce de forma significativa tanto la pobreza persistente como la transitoria, aunque la reducción de la primera resulta bastante más drástica, sobre todo cuando el sustentador no está empleado.

Es interesante observar que, a pesar de que se esperaría que la pobreza de los hogares sustentados por jóvenes tuviera una naturaleza más bien transitoria, dada la inestabilidad de sus contratos de trabajo, esto sólo se confirma para el segmento de jóvenes sustentadores no empleados. Los resultados del cuadro n.º 7 indican que estos hogares tienen niveles de pobreza, tanto persistente como transitoria, muy similares a los de cualquier hogar de la muestra.

Como indicábamos anteriormente, este primer modo de medir la pobreza persistente y transitoria

CUADRO N.º 8

TIPOS DE POBREZA DURANTE LAS CINCO PRIMERAS ENTREVISTAS DEL HOGAR, POR TIPOS DE HOGARES

	Pobreza persistente	*Pobreza transitoria*	*Inestabilidad de ingreso*	*No clasificados*	*Observaciones*
SUSTENTADOR PRINCIPAL >29 AÑOS					
Sust. pral. empleado, sin jóvenes	3,1 (0,2)	5,5 (0,3)	2,0 (0,1)	3,4 (0,2)	6.931
Sust. pral. empleado, jóvenes dependientes	2,4 (0,2)	4,6 (0,3)	0,6 (0,1)	3,4 (0,3)	3.542
Sust. pral. empleado, algún joven empleado	0,5 (0,2)	4,0 (0,7)	0,9 (0,3)	1,2 (0,4)	716
Total s. pral. empleado	2,1 (0,1)	5,1 (0,2)	1,5 (0,1)	3,2 (0,1)	11.189
Sust. pral. no empleado, sin jóvenes	10,1 (0,4)	10,6 (0,4)	6,3 (0,3)	6,8 (0,3)	5.600
Sust. pral. no empleado, jóvenes dependientes	9,1 (0,6)	9,4 (0,6)	3,6 (0,4)	9,6 (0,6)	1.958
Sust. pral. no empleado, algún joven empleado	2,3 (0,7)	3,2 (0,9)	1,7 (0,6)	4,5 (1,0)	391
Total s. pral. no empleado	9,5 (0,3)	9,9 (0,3)	5,4 (0,2)	7,3 (0,3)	
TOTAL	5,5 (0,1)	7,1 (0,2)	3,1 (0,2)	5,0 (0,1)	19.138
SUSTENTADOR PRINCIPAL <30 AÑOS					
Sust. pral. empleado	2,6 (0,4)	3,7 (0,5)	0,8 (0,2)	4,8 (0,6)	1.290
Sust. pral. no empleado	21,4 (3,2)	17,8 (2,9)	7,8 (2,1)	12,0 (2,5)	166
TOTAL	4,8 (0,5)	5,3 (0,5)	1,6 (0,3)	9,3 (0,7)	1.456

Notas: (a) Elaboración propia con datos de la ECPF.
(b) Los errores estándar asumiendo una muestra aleatoria aparecen entre paréntesis.
(c) Los hogares fueros pesados por la probabilidad de abandonar el panel. Para obtener los pesos relevantes, se estima una regresión *probit* de la probabilidad de que un hogar permanezca en el panel durante las cinco primeras entrevistas, usando como variables explicativas las características del hogar en su primera entrevista (edad sustentador principal, nivel educativo, estado civil, sexo y situación laboral además del número de miembros del hogar y el tipo de municipio de residencia). Los pesos se construyen tomando la inversa de la probabilidad estimada restringiendo a la suma de los pesos a ser igual al número de hogares en la muestra en primera entrevista.
(d) La muestra incluye a los hogares en los que el único joven está casado (convive como pareja) con el sustentador principal que tiene más de 29 años como hogares sin jóvenes.

es muy útil, pero debemos tener en cuenta que tiene algunos problemas. El primero es que se está incluyendo en el grupo de pobreza a corto plazo a hogares que, estando situados durante un largo periodo bajo la línea de pobreza, registran alguna pequeña oscilación de su ingreso en un trimestre que les hace cruzar esta la línea. Desde nuestro punto de vista, sería deseable que estos hogares se clasificaran como persistentemente pobres. Un segundo problema es que, si el hogar está empezando o terminando un periodo de pobreza de duración igual o superior a un año, y coincide que vemos al hogar abandonar la pobreza o entrar en ella durante el periodo de entrevistas, estos indicadores vuelven a clasificar al hogar como pobre a corto plazo, cuando lo deseable sería que estos hogares se clasificasen como pobres persistentes. Además, la definición de pobreza transitoria o de corto plazo incluye en este concepto a los hogares que fluctúan entre la pobreza y la no pobreza durante el periodo de observación. Desde nuestro punto de vista, estos hogares deberían ser identificados como hogares con alta inestabilidad en su ingreso y no como pobres a corto plazo. Por tanto, dadas las anteriores circunstancias, el cuadro n.º 7 estaría *subestimando* la pobreza persistente y *sobrestimando* la pobreza transitoria.

En un intento de evitar los anteriores problemas y medir mejor la relevancia de la pobreza persistente y transitoria, hemos utilizado nuevos indicadores. Para ello, seleccionamos una muestra de hogares observados durante, al menos, 15 meses (cinco entrevistas) y construimos nuevos indicadores de pobreza persistente y transitoria. El indicador de pobreza persistente clasifica como pobres a largo plazo a todos los hogares que encontramos por debajo de la línea de pobreza durante tres o más entrevistas consecutivas, y también a todos aquellos que son pobres en todas menos una de las entrevistas que se les realizan. El indicador de pobreza transitoria clasifica como pobres transitorios a todos aquellos hogares que registran una salida y una entrada en la pobreza durante su periodo de observación. Por último, calculamos también qué porcentaje de hogares de cada tipo son inestables en su ingreso, clasificando como tales a todos aquellos hogares que registran más de una transición hacia fuera o hacia dentro de la pobreza durante el periodo de observación. Los resultados del cálculo de estos indicadores para cada tipo de hogar aparecen en el cuadro n.º 8.

Como era de esperar, los resultados del cuadro número 8 respecto de los del cuadro n.º 7 se ca-

racterizan porque los nuevos indicadores aumentan el nivel estimado de pobreza persistente y reducen el nivel estimado de pobreza transitoria. En el mismo cuadro observamos que los grupos de mayor riesgo de pobreza, tanto persistente como transitoria, son aquellos en los que el sustentador principal está sin empleo, especialmente cuando éste es joven. Por otro lado, la mera presencia de jóvenes en el hogar disminuye el riesgo de cualquier tipo de pobreza, aunque es el empleo de estos jóvenes lo que reduce drásticamente la pobreza de ambos tipos. Más concretamente, el empleo de los miembros jóvenes del hogar reduce en gran medida el riesgo de pobreza persistente de hogares con sustentador principal empleado. Observamos, por tanto, que el *efecto ayuda* de los jóvenes empleados a los hogares con sustentador principal con empleo que detectábamos anteriormente se manifiesta también ahora en la duración de la pobreza y, como se esperaba, hace que este tipo de hogar tenga menores probabilidades de padecer pobreza persistente.

Por último, debemos notar también que los hogares más inestables en su ingreso son los hogares con sustentador principal sin empleo, especialmente si esos hogares son encabezados por un joven. No se observa, como habríamos esperado, que la convivencia de jóvenes en el hogar produzca inestabilidad de ingresos en hogares cercanos a la cola baja de la distribución de la renta.

VI. CONCLUSIÓN

Este trabajo ha estudiado las relaciones entre la situación de pobreza económica de los hogares y el *status* laboral de sus miembros, centrándose en el impacto que tiene sobre el bienestar del hogar la presencia de jóvenes con edades inferiores a 30 años, tanto empleados como dependientes. Para ello, se han utilizado los datos procedentes de las principales encuestas a familias que realiza el Instituto Nacional de Estadística: la *Encuesta de presupuestos familiares*, 1990-91 y la *Encuesta continua de presupuestos familiares*, 1985-1996. El uso de ambas encuestas ha permitido abordar el problema desde una perspectiva tanto estática como dinámica.

Desde una perspectiva estática, se ha constatado que los individuos que conviven con un sustentador principal joven sin empleo son los que sufren un mayor riesgo de pobreza, riesgo que se situaría cuatro veces por encima de la media. Sin embargo, el análisis dinámico nos indica que este colectivo registra una mayor movilidad de sus ingresos hacia arriba (mayor tasa de salida y no de entrada) que, fundamentalmente, les permitirá salir de la pobreza con más frecuencia que otros hogares pobres.

Por otro lado, los resultados del análisis indican que la situación de empleo/no empleo del sustentador principal y de los jóvenes que conviven en el hogar (que no son ni sustentadores ni cónyuges) tiene un impacto muy significativo sobre el riesgo de pobreza y su duración. Desde una perspectiva *estática*, se confirma que, en general, la probabilidad de ser pobre es menor cuando el sustentador principal trabaja que cuando no trabaja. No obstante, para una situación laboral dada del sustentador principal, el riesgo de pobreza varía notablemente con la presencia de jóvenes y su *status* laboral. Se constata que los jóvenes dependientes son una carga para las familias cuyo sustentador principal no trabaja: la convivencia con jóvenes dependientes comporta una mayor probabilidad de pobreza que la no-convivencia con jóvenes. Las estimaciones permiten también observar el *efecto ayuda*: Cuando algún joven en el hogar trabaja, el riesgo de pobreza se reduce notablemente. Este último efecto es especialmente relevante para los hogares cuyo sustentador principal no está empleado. Desde una perspectiva *dinámica*, se observa que si el sustentador principal está sin empleo, la probabilidad del hogar de caer en la pobreza es mucho más alta que cuando el sustentador principal trabaja, es decir, el empleo del sustentador principal es clave para proteger al hogar de una caída en la pobreza. Por otro lado, los jóvenes empleados reducen de forma significativa la probabilidad de que el hogar padezca, sobre todo, pobreza persistente. Estos jóvenes evitan con sus ingresos la caída en la pobreza de hogares con sustentador principal sin empleo, y facilitan la salida de la pobreza de hogares con sustentador principal empleado uniendo sus ingresos a los que recibe éste. Así, concluimos que la presencia en el hogar de jóvenes empleados tiene un *efecto ayuda* importante cuando analizamos la dinámica. Sin embargo, no observamos un *efecto carga*, ya que vemos que la convivencia con jóvenes dependientes no tiene efectos ni sobre las probabilidades de salir de la pobreza o entrar en ella ni sobre la duración de la pobreza del hogar.

Por último, debemos resaltar que la pobreza de los hogares sustentados por jóvenes no tiene una naturaleza más transitoria que la del resto de los hogares, aunque sí observamos que los hogares más inestables en su ingreso son hogares con sustentador principal joven sin empleo.

Estos resultados permiten reforzar la idea de que el colchón familiar en España no sólo funciona de padres a hijos, sino también de jóvenes a padres u otros familiares, especialmente entre los hogares menos favorecidos.

NOTAS

(*) Este trabajo forma parte de una línea de investigación iniciada con el proyecto Children In and Out of Poverty (CIOP) bajo los auspicios de UNICEF International Child Development Centre, Florencia, dirigido por BRUCE BRADBURY, STEPHEN JENKINS y JOHN MICKLEWRIGHT. Las autoras agradecen también la ayuda financiera facilitada por los programas públicos PB98-0866, BEC2000-415, SEC96-2300 y 1997SGR00333.

(1) Aunque las cifras de paro se han reducido en los últimos cuatro años en España, las tasas para estos colectivos siguen por encima de la media europea.

(2) TOHARIA *et al*. (1998) concluyen que el acceso al empleo permanente entre 1992 y 1997 fue significativamente más lento para los jóvenes menores de 30 años que lo había sido para cohortes más viejas.

(3) En 1986 la tasa de dependencia de los jóvenes con edades entre 20 y 24 años y entre 25 y 29 años era del 88,1 y del 53,2 por 100 respectivamente.

(4) AHN y MIRA (1999) concluyen que la falta de empleo estable entre los hombres jóvenes en España es un elemento importante que fuerza a muchos a retardar su matrimonio y cría de hijos. MARTÍNEZ y RUIZ-CASTILLO (1999) muestran que además de si el joven tiene o no empleo, el coste de la vivienda en la región es un elemento altamente correlacionado con la edad de emancipación del joven.

(5) Véase, por ejemplo, SVEN REHER (1998). En la terminología de ESPING-ANDERSEN (1993), España se situaría dentro de los regímenes del Estado del bienestar corporativistas, en los que «el Estado intervendrá solamente cuando se acabe la capacidad de la familia para atender a sus miembros» (pág. 48).

(6) Seleccionar la mediana en lugar de la media para determinar nuestra línea de pobreza se debe a que la mediana es una medida más estable en el tiempo, ya que está menos afectada por los valores extremos de la distribución. Esta característica de la mediana resulta especialmente útil cuando se analizan los aspectos dinámicos de la pobreza.

(7) Esta escala de equivalencia es la utilizada por ATKINSON *et al*. (1995), y es habitual en los estudios sobre pobreza.

(8) Debemos indicar aquí que en el estudio estático la pobreza se define para un periodo de un año, mientras que en el estudio dinámico el concepto de hogar pobre se extiende a un sólo trimestre del año. Las líneas de pobreza en el estudio dinámico son determinadas por las distribuciones de ingreso trimestrales y, por tanto, un hogar es pobre si su ingreso trimestral equivalente está por debajo del 50 por 100 del ingreso trimestral equivalente mediano.

(9) JURADO (1997) sugiere que hay una correlación positiva entre el nivel educativo del joven, su contexto socioeconómico y su edad de emancipación. En todo caso, en Cantó y Mercader-Prats (2001) no se observa que el porcentaje de jóvenes que abandona el hogar sea mayor si el hogar es pobre, más bien al contrario. Del total de jóvenes que conviven en hogares pobres, un 9,3 por 100 lo abandona durante el año de observación, mientras que del total de jóvenes que conviven en hogares no pobres este porcentaje alcanza un 13,3 por 100.

(10) Notamos que, en términos relativos, el efecto protección es más relevante que el efecto promoción. En este sentido, debemos tener en cuenta que estamos tratando la situación de empleo-no empleo en un momento determinado, y no la transición entre desempleado o inactivo a empleado, que quizá no tenga mayor relevancia para promover la salida de la pobreza.

(11) Los resultados obtenidos en el epígrafe anterior tienen ya ciertas implicaciones en cuanto a la duración esperada de los periodos de pobreza de cada tipo de hogar. Por ejemplo, si un hogar tiene más dificultades que otro para abandonar la pobreza se espera que sus periodos de baja renta sean de mayor duración y, por tanto, su pobreza sea más persistente.

(12) La información recogida en este cuadro permite confirmar que los resultados estáticos de la nueva fuente de datos panel (ECPF) coinciden a grandes rasgos con los obtenidos con los procedentes de sección cruzada (EPF). Los índices medios de pobreza trimestral muestran que el empleo del sustentador principal y de los jóvenes del hogar determinan, de forma muy significativa, la probabilidad de que los hogares sufran experiencias de pobreza. La incidencia de la pobreza se multiplica por tres cuando el sustentador principal no trabaja respecto a cuando está empleado (como media en cualquier trimestre que se escoja entre 1985 y 1992). Además, el empleo de los jóvenes reduce muy notablemente la probabilidad de su hogar de ser pobre un trimestre cualquiera. Es interesante notar que, a diferencia de lo que se observaba en el cuadro n.º 3, la presencia de jóvenes dependientes parece, según esta nueva fuente, reducir el riesgo de pobreza trimestral con respecto al riesgo de hogares sin jóvenes.

BIBLIOGRAFÍA

AHN, N., y MIRA, P. (1999), «Job bust, baby bust: The Spanish case», *Documentos de trabajo*, n.º 99-06. Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Madrid.

AMEMIYA, T. (1985), *Advanced Econometrics*, B. Blackwell, Oxford.

ATKINSON, A. B.; L. RAINWATER, y T. M. SMEEDING (1995), «Income distribution in OECD countries», *Social Policy Studies*, n.º 8, Paris, Organization for Economic Cooperation and Development.

CANTÓ SÁNCHEZ, O. (1998) «The dynamics of poverty in Spain: the permanent and transitory poor», tesis doctoral inédita, European University Institute, Florencia.

CANTÓ SÁNCHEZ, O., y MERCADER PRATS, M. (1999), «Poverty among children and youth in Spain: the role of parents and youth employment status», *Documento de trabajo*, n.º 99-07, Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona.

— (2001), «Young people leaving home: The impact on the poverty of children and others in Spain», capítulo 9 en BRADBURY, B., S. JENKINS y J. MICKLEWRIGHT (eds.), *Falling In, Climbing out: The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press.

EUROSTAT (1988), *Labour Force Survey. Results 1986*, EUROSTAT, Luxemburgo.

— (1997a), *Labour Force Survey. Results 1996*, EUROSTAT, Luxemburgo.

— (1997b), *Youth in the European Union: from education to working life*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxemburgo.

ESPING-ANDERSEN, G. (1993), *Los tres mundos del Estado del bienestar*, Edicions Alfons el Magnànim, Generalitat Valenciana.

FERNÁNDEZ CORDÓN, J. A. (1996), *Youth residential independence and autonomy. A comparative study*, Instituto de Economía y Geografía, Consejo Surperior de Investigaciones Científicas, Madrid.

GOBIERNO VASCO (2001), *Encuesta de pobreza y desigualdades sociales (2000)*, Servicio de Estudios, Dirección de Estudios y Régimen Jurídico, Departamento de Justicia, Trabajo y Seguridad Social.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1990), *Encuesta de presupuestos familiares, metodología*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

— (1992), *Encuesta continua de presupuestos familiares*, Instituto Nacional de Estadística Metodología, Madrid.

— (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, Universidad Autónoma de Madrid e INE, Madrid.

JURADO GUERRERO, T. (1997), «Un análisis regional de los modelos de convivencia de los jóvenes españoles. Las cuatro Españas de la emancipación familiar», *Estudios de Juventud*, 39, 17-35.

LAPARRA, M., y AGUILAR, M. (1996), «Social exclusion and minimum income programmes in Spain», *Southern European Society and Politics,* 1 (3), 87-114.

MARTÍNEZ, M., y RUIZ-CASTILLO, J. (1999), «The decisions of Spanish youth: A cross-section study", *Estudios sobre la economía española*, EEE-14, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.

OECD (1998), *Employment Outlook*, junio 1998, OECD, París.

RAVALLION, M. (1996), «Issues in measuring and modelling poverty», *The Economic Journal*, 106, septiembre, páginas. 1328-1343.

ROBINSON, A. (1998), «Spanish family values: Spain's welfare system is let off the hook by the family», *New Economy*, volumen 4, n.º 3, otoño, págs.188-192.

SANZO GONZÁLEZ *et al.* (1992), *Informe de evaluación del Plan Integral de Lucha contra la pobreza en Euskadi (1988-1992)*, Vitoria-Gasteiz, Gobierno Vasco.

SVEN REHER, D. (1998), «Family ties in Western Europe: persistent contrasts», *Population and Development Review*, 24.

TOHARIA, L.; ALBERT, C.; CEBRIÁN, I.; GARCÍA SERRANO, C.; GARCÍA MAINAR, I.; MALO, M. A.; MORENO, G., y VILLAGÓMEZ, E. (1998), *El mercado de trabajo en España*, Serie McGraw-Hill de Management, Madrid.

ANEXO

Estimación de la probabilidad del hogar de ser pobre

En este modelo usaremos un indicador *D* como si no observásemos el nivel de ingreso del hogar. *D* toma el valor *1* si el hogar es pobre y *0* en otro caso.

$$y_i^t = \beta' X_i^t + u_i^t$$
$$D_i^t = 1 \quad si \quad y_i^t < Z_t$$
$$D_i^t = 0 \quad si \quad y_i^t \geq Z_t$$

donde ($i = 1,...n$) y n es el número total de hogares entrevistados, y t es el año de la entrevista (constante para cada regresión). Y es el total de ingreso equivalente del hogar y Z es la línea de pobreza para ese año. La probabilidad de ser pobre es:

$$\Pr(D_i^t = 1) = \Pr(Y_i^t < Z_t) = 1 - F(-\beta' X_i^t)$$

donde F es la función de distribución del término de error u. Por tanto, la función de verosimilitud es:

$$L = \prod_{D_i^t = 0} F(-\beta' X_i^t) \prod_{D_i^t = 1} \left[1 - F(-\beta' X_i^t)\right]$$

La forma funcional de F depende de las hipótesis sobre u. Asumiendo que el término de error $\underline{u}$ sigue una distribución normal, estimamos el denominado modelo *probit*.

Estimación de las probabilidades de transición. Método de regresión logística de la variable «Riesgo de transición»

Seleccionando a todos los hogares en primera entrevista en la ECPF, la probabilidad de que un hogar salga de la situación de pobreza antes de un año (comparamos la primera y quinta entrevista del panel) es:

$$P_{it} = \Pr(i \text{ no pobre en } t+1 \mid i \text{ pobre en } t; X_{it}, \underline{\delta}) = F(X_{it}, \underline{\delta}) \quad (1)$$

De igual forma, la probabilidad de un hogar no pobre de caer en la pobreza es:

$$P_{it} = \Pr(i \text{ pobre en } t+1 \mid i \text{ no pobre en } t; X_{it}, \underline{\beta}) = F(X_{it}, \underline{\beta}) \quad (2)$$

donde P_{it} es la probabilidad de que el hogar i pobre (no pobre) en t (primera entrevista del hogar) transite hacia fuera (dentro) de la pobreza entre t y $t+1$ (quinta entrevista del hogar), X_{it} es un vector de características socioeconómicas y demográficas en el t y $\underline{\delta}$ y $\underline{\beta}$ son los vectores de parámetros a estimar. Este tipo de modelos en la literatura se denominan Cadenas de Markov de primer orden —ver AMEMIYA (1985)— y son procesos de transición sin memoria. La función de máxima verosimilitud a estimar será:

$$\log L = \sum_{i=1}^{n} C_i (\log P_{it}) + D_i (\log(1 - P_{it})) \quad (3)$$

donde C_i indica la salida de la pobreza entre t y $t+1$, y D_i, en cambio, indica la permanencia en la pobreza. Si asumimos que el término de error sigue una distribución normal, podemos predecir P_{it} integrando la ecuación [1] ó [2] en [3] y maximizando la función de verosimilitud resultante con respecto a los vectores de parámetros desconocidos $\underline{\delta}$ y $\underline{\beta}$.

Resumen

En los últimos años, en España se observa un claro aumento en las tasas de dependencia familiar de los jóvenes, en un contexto de altas tasas de desempleo y precariedad en el empleo juvenil. En este trabajo, se estudia la pobreza económica entre los jóvenes y sus familias en España durante los años noventa. En particular, se analiza cuál es el impacto que tiene la situación en el mercado de trabajo del sustentador principal y del joven sobre el bienestar económico de la familia o, más concretamente, sobre la probabilidad de que el hogar sea o no pobre, y cómo inciden éstas sobre el tiempo que un hogar permanece en la pobreza. Por una parte, la presencia de jóvenes en el hogar sería una carga económica para la familia, ya que la mayoría de los jóvenes que llegan a los 18 años no abandonan el hogar y podrían ser considerados como "dependientes" de sus familias. Por otro lado, si los jóvenes que permanecen en el hogar trabajan, pueden contribuir a la mejora del bienestar familiar, ayudando a prevenir la pobreza, sobre todo en hogares de baja renta. Los resultados que se presentan muestran la importancia del colchón familiar como pieza clave en la prevención de la pobreza, protección familiar que se produce no sólo de padres a hijos, sino también desde los jóvenes hacia sus familias, especialmente en hogares de baja renta.

Palabras clave: jóvenes, estática y dinámica de la pobreza económica, familia, mercado de trabajo.

Abstract

In the last few years in Spain we have observed a marked increase in the extent that young people are dependent on their families in a context of high rates of juvenile unemployment and casualisation. In this article we examine economic hardship amongst young people and their families in Spain during the nineties. In particular, we analyze what impact the main provider's and the young person's labour market situation has on the family's economic welfare and, more specifically, on the probability of the household being poor or not, and how these affect the time that the household remains below the poverty line. On the one hand, the presence of youngsters in the home would be a financial burden for the family, as the majority of young people reaching the age of 18 do not leave the home and could be regarded as "dependent" on their families. On the other hand, if the young people who stay at home work, they may contribute towards enhanced family welfare through helping to forestall poverty, especially in low income households. The results presented show the importance of the family cushion as a cornerstone in the prevention of poverty, a family protection system that works not only in the direction of parents towards children, but also from young people towards their families, particularly in low income households.

Key words: young people, statics and dynamics of economic poverty, family, labour market.

JEL classification: D31, I32, J13.

LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA RENTA EN ESPAÑA: 1980-1995

José VILLAVERDE CASTRO

I. INTRODUCCIÓN

La heterogénea distribución espacial de las dotaciones de factores, la tecnología, los conocimientos y otros recursos productivos, además de las propias actitudes individuales y colectivas frente a todo tipo de avatares económicos, están en la base de la existencia de desigualdades territoriales en la distribución de la renta y la riqueza. Aunque estas desigualdades han estado presentes a lo largo de toda la historia de la humanidad, es sólo en los últimos tiempos cuando las mismas han concitado el interés y la atención de amplias capas de la sociedad, en particular de la que conocemos como sociedad occidental. Entre las causas que justifican este interés, las más destacadas son, probablemente, las tres siguientes: en primer lugar, el desarrollo de las nuevas teorías del crecimiento, que pone en tela de juicio los balsámicos efectos sobre convergencia augurados por los modelos de corte neoclásico; en segundo lugar, el creciente grado de concienciación política de los pueblos, que hace que se considere inadmisible la existencia de profundas disparidades económicas entre los territorios de un mismo país, y en tercer lugar, pero no menos importante, sobre todo en el actual contexto europeo, los avances en los procesos de integración supranacional, con los consiguientes temores —compartidos por una buena parte de la población— de que se produzca una distribución de sus potenciales efectos benéficos poco equitativa desde una perspectiva espacial.

El caso español, naturalmente, no es ajeno a este renovado interés por la cuestión de los desequilibrios territoriales, y no sólo por las causas anteriormente citadas, sino también por la propia configuración política de nuestro país en lo que se conoce como Estado de las autonomías. Con este telón de fondo, el objetivo del presente trabajo no es otro que analizar los rasgos más significativos de la distribución espacial de la renta en España y su evolución en el tiempo. Para ello, la variable objeto de atención será el VAB (1) —total, por persona y por trabajador—; el período de análisis, de acuerdo con la base de datos utilizada (la BD-Mores), el de 1980-1995, y el ámbito espacial de referencia, la región.

Además de esta introducción, el trabajo consta de tres apartados principales y un cuarto, y último, de conclusiones. En el apartado II, se examina la distribución regional del VAB total y per cápita, se establece la conexión existente entre ambas magnitudes y se elabora una primera tipología regional de acuerdo con la aportación de cada comunidad autónoma al proceso de convergencia espacial. En el apartado III, se efectúa un análisis de las variaciones registradas en el VAB per cápita, para lo que se realiza una descomposición contable de aquéllas en cambios de productividad y cambios en la tasa de ocupación. Teniendo en cuenta que las diferencias de productividad juegan un papel importante en la explicación de las disparidades interregionales de renta per cápita en España, en el apartado IV se analiza el comportamiento de la productividad por regiones y sectores de actividad, tratando de desentrañar la aportación de cada una de ellas y de cada sector productivo a la reducción de las desigualdades; en este proceso, se establece, asimismo, una nueva tipología regional. Por último, en el apartado V se recogen las conclusiones más relevantes y se efectúan algunas consideraciones finales.

II. LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA RENTA: RASGOS BÁSICOS

Evaluada a través del VAB, la renta española experimentó, en términos reales, un crecimiento acumulativo anual del 2,4 por 100 entre 1980 y 1995 (cuadro n.º 1). Naturalmente, esta tasa de crecimiento no es otra cosa que el resultado de la media ponderada de las tasas de crecimiento de las diecisiete comunidades autónomas, donde el coeficiente de ponderación viene dado por la aportación que cada una de ellas hacía al VAB español en 1980. Cataluña, Madrid y Andalucía no sólo eran, por este orden, las comunidades que tenían inicialmente las contribuciones más sustanciales a la producción nacional, sino que, además, las seguían teniendo en 1995, incluso en mayor medida que en 1980: en concreto, su aportación conjunta al VAB español pasó del 46,7 por 100 en el año base al 48,4 por 100 en el año final. Un segundo grupo de comunidades con contribuciones sustantivas al agregado nacional es el formado por Valencia, País Vasco, Castilla y León, y Galicia; todas ellas, sin embargo, perdieron peso es-

CUADRO N.º 1

VAB, VABpc Y POBLACIÓN

	VAB (APORTACIONES)			VABpc (ÍNDICES)			TASAS DE CRECIMIENTO			CATCH-UP
	1980	1995	Δ	1980	1995	Δ	VABpc	VAB	P	VABpc
Andalucía	13,6	13,9	0,3	78,3	75,3	–3,0	1,8	2,5	0,7	–1,5
Aragón	3,3	3,4	0,1	105,0	111,1	6,1	2,4	2,5	0,0	–0,9
Asturias	3,0	2,5	–0,5	101,4	91,0	–10,4	1,3	1,1	–0,2	–2,0
Baleares	2,1	2,3	0,2	122,5	124,9	2,4	2,2	3,0	0,8	–1,1
Canarias	3,1	3,4	0,3	85,4	85,3	–0,1	2,0	3,0	1,0	–1,2
Cantabria	1,5	1,4	–0,1	107,6	105,1	–2,5	1,9	2,1	0,2	–1,4
Castilla y León	6,5	6,1	–0,4	96,0	94,9	–1,1	2,0	1,9	–0,1	–1,3
Castilla-La Mancha	3,8	3,5	–0,2	87,4	82,0	–5,3	1,6	1,9	0,3	–1,7
Cataluña	18,8	19,6	0,8	117,6	126,5	9,0	2,5	2,6	0,1	–0,7
Comunidad Valenciana	9,8	9,3	–0,4	100,4	93,9	–6,5	1,6	2,0	0,4	–1,7
Extremadura	1,7	1,8	0,1	62,6	64,4	1,9	2,2	2,6	0,3	–1,0
Galicia	6,4	6,1	–0,3	85,8	87,9	2,1	2,2	2,1	–0,1	–1,1
Madrid	14,3	14,9	0,7	113,4	116,9	3,5	2,3	2,6	0,4	–1,0
Murcia	2,4	2,4	0,0	94,9	87,7	–7,2	1,5	2,3	0,8	–1,8
Navarra	1,7	1,7	0,0	123,7	125,3	1,6	2,1	2,4	0,2	–1,1
País Vasco	7,3	6,7	–0,7	126,7	126,3	–0,4	2,0	1,7	–0,3	–1,3
Rioja (La)	0,9	1,0	0,2	130,6	157,1	26,5	3,3	3,5	0,2	0,0
España	100,0	100,0	0,0	100,0	100,0	0,0	2,1	2,4	0,3	–1,2

Nota: Δ= Variación; P= Población.

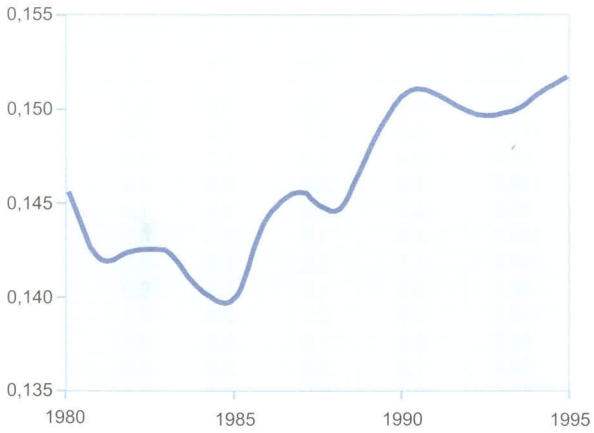
pecífico en el mencionado agregado al pasar de una cuota del 30 por 100 en 1980 a otra del 28,2 por 100 en 1995. Por último, el resto de comunidades, con contribuciones individuales menores, apenas vieron modificada su aportación al VAB total, que se mantuvo en el entorno del 23,3-23,4 por 100 en los dos años mencionados. En cuanto al dinamismo regional, la comunidad más expansiva fue La Rioja, con una tasa de crecimiento medio del 3,5 por 100 anual acumulativo, mientras que la menos dinámica fue Asturias, que, golpeada por una fuerte crisis industrial, sólo anotó, en promedio, un crecimiento anual del 1,1 por 100; el recorrido, por lo tanto, es de 3,2 a 1.

Los datos previamente reseñados no sólo ponen de relieve la desigual participación regional en la generación del producto español —con una débil pero, a partir de 1985, creciente concentración espacial del mismo (véase el gráfico 1)—, sino también la desigual fortuna exhibida por cada comunidad autónoma a lo largo del tiempo. Lo que no evidencian, sin embargo, es la existencia, o no, de disparidades en sus respectivos grados de desarrollo, disparidades que, como se apuntó en los párrafos introductorios, constituyen un motivo de honda preocupación política y social en la actualidad.

Aunque se trata de una conclusión elemental, debe advertirse sobre este particular que el hecho de que haya diferencias significativas en las aportaciones regionales al VAB nacional no tiene que traducirse, necesariamente, en la existencia de disparidades regionales en los respectivos niveles de renta per cápita o desarrollo. En concreto, si la distribución espacial de la población fuera la misma que la de la producción, el VAB por habitante sería también, como es lógico, el mismo en todas las comunidades. Ahora bien, dado que, en la práctica, las referidas distribuciones no coinciden entre sí, se sigue que la existencia de diferencias regionales en renta per cápita constituye uno de los rasgos más representativos de la situación económica del país . El principal objetivo de este apartado consiste en analizar, precisamente, el nivel y la evolución temporal de estas disparidades regionales, así como en identificar, desde un punto de vista contable, los factores causantes de éstas y la aportación de cada una de las regiones al resultado final.

De acuerdo, de nuevo, con el cuadro n.º 1, la comunidad autónoma que en 1980 disfrutaba del nivel de renta per cápita más elevado era La Rioja (2), mientras que la que se situaba en la parte más baja de la tabla era Extremadura. Quince

GRÁFICO 1
CONCENTRACIÓN REGIONAL DEL VAB: ÍNDICE DE THEIL



años después, en 1995, ambas comunidades seguían ocupando, respectivamente, la primera y última posición en el *ranking* regional, bien que ahora con una *ratio* entre valores extremos algo más elevada (se pasó de un nivel de 2,1 en 1980 a otro de 2,4 en 1995). Asimismo, y de acuerdo con lo que Maddison (1994) entiende como *catch-up*, o reducción de diferencias con el lider, el cuadro número 1 pone de relieve que este fenómeno no se ha producido en el contexto regional español, ya que tales diferencias frente a La Rioja han aumentado en todas las comunidades autónomas y, por ende, en el conjunto del país.

La mera consideración de los resultados anteriores permite extraer, inicialmente, dos conclusiones provisionales; éstas, sin embargo, se verán corroboradas de forma inmediata: la primera conclusión es que parece existir escasa movilidad en la posición relativa de las regiones españolas (3), tanto entre las que gozan de los niveles de renta per cápita más altos como entre las que los tienen más bajos; la segunda conclusión es que el grado de desigualdad interregional, en lugar de disminuir, ha aumentado, aunque de forma tenue, a lo largo del período de tiempo analizado.

La reducida movilidad interregional se ve confirmada sin más que calcular el coeficiente de correlación de rangos entre las posiciones ocupadas por cada comunidad autónoma en 1980 y 1995 (cuadro n.º 2); el valor así obtenido (0,961) es claramente ilustrativo de la referida cristalización del *ranking* regional, pese a lo cual no es posible dejar de constatar la existencia de algunos cambios puntuales de cierta entidad. Entre éstos, los más relevantes son la pérdida de dos posiciones sufrida, respectivamente, por Asturias y Castilla-La Mancha, y la ganancia de tres posiciones cosechada por Cataluña. En cuanto al resto de las regiones, las modificaciones registradas fueron de

CUADRO N.º 2

MOVILIDAD EN EL *RANKING* REGIONAL EN VABpc (CORRELACIÓN DE RANGOS)

	1980	*1981*	*1982*	*1983*	*1984*	*1985*	*1986*	*1987*	*1988*	*1989*	*1990*	*1991*	*1992*	*1993*	*1994*	*1995*
1980.....	1,000															
1981.....	0,995	1,000														
1982.....	0,983	0,993	1,000													
1983.....	0,980	0,988	0,990	1,000												
1984.....	0,978	0,985	0,985	0,998	1,000											
1985.....	0,973	0,980	0,985	0,998	0,995	1,000										
1986.....	0,980	0,988	0,990	1,000	0,998	0,998	1,000									
1987.....	0,963	0,968	0,971	0,988	0,993	0,990	0,988	1,000								
1988.....	0,946	0,951	0,953	0,975	0,980	0,980	0,975	0,995	1,000							
1989.....	0,980	0,975	0,968	0,980	0,983	0,978	0,980	0,980	0,968	1,000						
1990.....	0,956	0,951	0,946	0,963	0,968	0,956	0,963	0,963	0,951	0,978	1,000					
1991.....	0,980	0,971	0,956	0,971	0,975	0,961	0,971	0,966	0,951	0,983	0,98	1,000				
1992.....	0,988	0,978	0,961	0,968	0,971	0,958	0,968	0,958	0,939	0,988	0,978	0,993	1,000			
1993.....	0,971	0,983	0,978	0,988	0,993	0,983	0,988	0,985	0,975	0,973	0,963	0,963	0,963	1,000		
1994.....	0,963	0,975	0,973	0,983	0,988	0,978	0,983	0,983	0,973	0,971	0,971	0,958	0,961	0,998	1,000	
1995.....	0,961	0,966	0,953	0,961	0,963	0,958	0,961	0,963	0,958	0,975	0,956	0,944	0,961	0,978	0,980	1,000

naturaleza menor (ganancia o pérdida de una posición) o totalmente inexistentes (casos de Andalucía, Comunidad Valenciana, Extremadura, Madrid y La Rioja).

Los resultados comentados en el párrafo anterior se han obtenido prestando atención únicamente a lo sucedido en los años 1980 y 1995. Es obvio, sin embargo, que la robustez de los mismos sería mucho mayor si se cumpliesen también para los años intermedios, tal y como, efectivamente, ha sucedido. En particular, la escasa movilidad interregional constatada entre los años extremos de nuestra distribución no sólo se ve confirmada, sino, como parece lógico, amplificada cuando el examen se realiza con una frecuencia anual. Las cifras obtenidas para los correspondientes coeficientes de correlación de rangos así lo atestiguan, ya que no se encuentran, en ningún caso, por debajo de 0,94 (cuadro n.º 2).

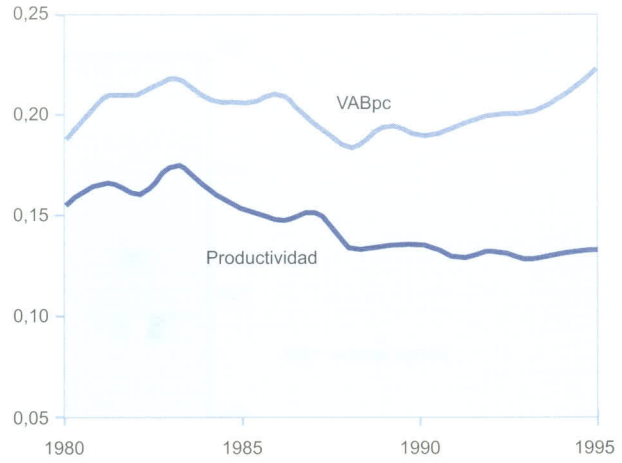
Además de como lo hemos hecho anteriormente —*ratio* entre los valores extremos de la distribución—, es de sobra conocido que la desigualdad interregional en los niveles de renta per cápita puede medirse a través de otros muchos indicadores estadísticos, de los que aquí vamos a utilizar solamente dos: la desviación típica del logaritmo de la variable analizada (bautizada en la década de los noventa como convergencia sigma) y el índice de Theil.

En cuanto a la convergencia sigma propiamente dicha (σ_t), la fórmula utilizada para su cómputo es la siguiente:

$$\sigma_t = \sqrt{\left[\left(\sum_{r=1}^{17}\left(ln\, X_{rt} - ln\, X_t\right)^2\right)/17\right]} \qquad [1]$$

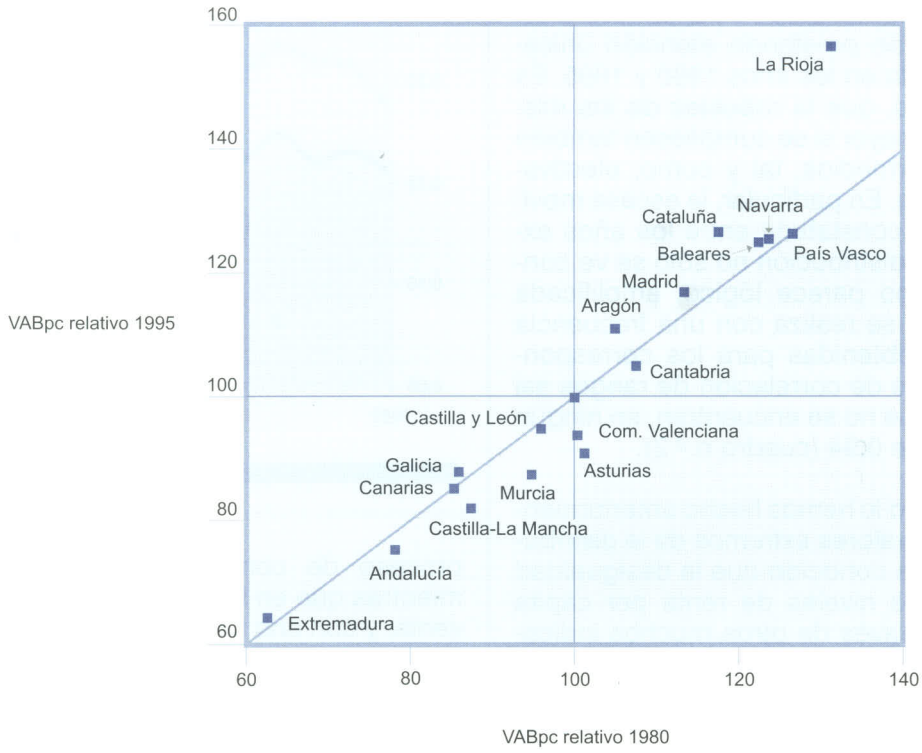
donde $ln\, X_{rt}$ hace referencia al logaritmo de la variable X (renta per cápita, productividad, etc.) en la región r en el año t, y $ln\, Xt$ representa el logaritmo de la misma variable a escala nacional. Pues bien, aplicada esta expresión al VAB per cápita regional, los resultados obtenidos (gráfico 2) permiten corroborar la segunda de las conclusiones arriba apuntadas: entre 1980 y 1995 no sólo no se ha producido mejora alguna en el proceso de convergencia sigma entre regiones, sino que, por el contrario, se aprecia un ligero incremento de la divergencia (4). Observada la evolución de este indicador año tras año, es posible vislumbrar, sin embargo, la existencia de dos trayectorias temporales ligeramente contrapuestas: en particular, se aprecia que entre 1983 y 1990 se produjo un pequeño avance en el proceso de convergencia sigma interregional, mientras que en la primera mitad de los años noventa, y con una cierta tendencia aceleradora, sucedió todo lo contrario. Conclusiones cualitativamente similares a las arriba reseñadas se obtienen si, en lugar de la convergencia sigma, se calcula el índice de Theil (véase, más adelante, el gráfico 4). La única diferencia de entidad que existe entre los resultados proporcionados por ambos indicadores estadísticos es que, de acuerdo con el índice de Theil, el nivel de disparidades interregionales se ha acrecentado en mayor medida de lo que muestra el cómputo de la convergencia sigma: el importante aumento del valor del índice de Theil acaecido en la primera mitad de la década de los noventa es, en parte, el responsable de la diferencias constatadas en la evolución de los dos indicadores.

GRÁFICO 2
CONVERGENCIA SIGMA



Tomado en su conjunto, y pese a su escasa entidad relativa, el gráfico 2 constata, efectivamente, la existencia de un cierto proceso de divergencia, o de ampliación de desigualdades entre comunidades autónomas, que rompe, de forma drástica, con el proceso de convergencia que tuvo lugar durante los años sesenta y setenta. No todas las regiones, sin embargo, se comportaron de la misma manera en este proceso, ya que, como es lógico, algunas de ellas contribuyeron a reducir la magnitud de las desigualdades, mientras que otras operaron en sentido opuesto. En concreto, si prestamos atención al nivel de renta per cápita relativo de cada comunidad en los años 1980 y 1995 (tomando como base España = 100), se puede establecer con bas-

GRÁFICO 3
TIPOLOGÍA REGIONAL (APORTACIÓN A LA CONVERGENCIA EN VABpc)



tante nitidez el papel que las mismas han jugado en el débil, pero perceptible, proceso de divergencia antes reseñado. De esta forma, el gráfico 3 permite establecer la tipología siguiente:

1) Regiones que contribuyeron a la convergencia: Comunidad Valenciana, Asturias, Cantabria y Galicia. Tal aportación se hizo, en los tres primeros casos, desde una perspectiva negativa para las propias comunidades autónomas involucradas (convergencia a la baja), porque, partiendo de niveles de renta per cápita superiores a la media nacional, los vieron reducidos de forma sensible, sobre todo en las regiones valenciana y asturiana. Galicia, por el contrario, contribuyó a la convergencia desde una perspectiva positiva para sí misma (convergencia al alza), pues, disfrutando inicialmente de un nivel de renta inferior a la media española, lo vio mejorado en el transcurso del tiempo.

2) Comunidades que contribuyeron a la divergencia: Andalucía, Castilla-La Mancha, Murcia, Aragón, Madrid, Baleares, Cataluña y, sobre todo, La Rioja. En los tres primeros casos, la aportación se produjo empeorando la situación relativa de las comunidades afectadas (divergencia a la baja), mientras que en los cinco restantes la misma supuso una mejoría de la situación relativa de cada región, que fue especialmente intensa en la comunidad riojana (divergencia al alza).

3) Comunidades que tuvieron un comportamiento neutral, indicativo, naturalmente, de que su aportación a la convergencia o divergencia interregional fue poco significativa (5): aquí se engloban todas las regiones no mencionadas previamente, si bien es cierto que la neutralidad alcanzó su máxima expresión en los casos de Canarias, Castilla y León y País Vasco.

Además de lo ya expuesto, conviene mencionar también que la desigual suerte experimentada por cada comunidad autónoma en la evolución de su nivel de desarrollo relativo —y, por lo

tanto, de su aportación a la convergencia/divergencia regional— se encuentra vinculada no sólo con la evolución de su respectivo VAB (ya examinada), sino también con la de su población. En efecto, considerando que el VAB per cápita no es más que el cociente entre VAB y población, se pueden establecer (cuadro n.º 1) las siguientes situaciones:

a) Entre las regiones que mejoraron su nivel de desarrollo relativo, los comportamientos fueron muy dispares: 1) solamente Madrid y Baleares se comportaron mejor que la media nacional tanto en VAB como en población; 2) Galicia, por su parte, mejoró ligeramente, pese a comportarse, en las dos magnitudes aludidas, peor que España, aunque mucho más en la vertiente demográfica (en la que experimentó una pérdida neta) que en la productiva, y 3) el resto de comunidades que mejoró su situación (Aragón, Cataluña y, sobre todo, La Rioja) lo hizo gracias a una combinación de mayor dinamismo productivo y menor o igual dinamismo demográfico que la media del país.

b) Entre las regiones que empeoraron su nivel de desarrollo relativo, las causas también fueron muy diferentes: 1) Andalucía y Murcia lo hicieron, sobre todo, merced a su fuerte expansión demográfica, ya que el crecimiento de la producción se mantuvo bastante en línea con el del conjunto nacional; 2) Asturias, Cantabria y Castilla-La Mancha empeoraron porque fueron menos expansivas que la media nacional en el VAB y, porcentualmente, algo menos (en el caso asturiano con caídas netas) o igual en la población, y 3) la Comunidad Valenciana empeoró por una combinación de menor crecimiento del VAB y algo mayor de la demografía.

c) Por último, las regiones que mantuvieron, *grosso modo*, su nivel relativo de desarrollo lo hicieron, asimismo, por motivos muy variados: el País Vasco y Castilla y León lo consiguieron manteniendo peores registros que la media nacional, tanto en VAB como en población (ámbito en el que sufrieron pérdidas absolutas), pero de similar proporción relativa en ambas magnitudes; Canarias y Extremadura, por el contrario, anotando comportamientos mejores que el conjunto del país, pero de proporciones relativas muy similares en VAB y población, y Navarra porque la evolución de su VAB y su población fue prácticamente la misma que la de España.

III. LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA RENTA PER CÁPITA: FACTORES EXPLICATIVOS

Examinados ya el nivel y la evolución de las disparidades regionales en materia de renta per cápita, procede preguntarse por las causas o factores explicativos de éstas. Aunque son muchos los enfoques que —derivados de la aplicación de distintos modelos de crecimiento— se pueden utilizar para intentar dar una respuesta a esta cuestión, uno de los más esclarecedores es el que, partiendo del propio concepto de renta por habitante, permite efectuar una sencilla descomposición contable de ésta.

En efecto, denotando por Y = VAB, P = Población y L = Empleo, la renta per cápita $(Y/P = y)$ se puede expresar como el producto de dos factores

$$Y/P = (Y/L) * (L/P) \qquad [2]$$

el primero de los cuales (Y/L) es representativo de la productividad aparente del trabajo (que más adelante designaremos por Q), y el segundo (L/P) de la tasa de ocupación, entendida en sentido amplio, o empleos per cápita. Esto quiere decir, como es obvio, que las disparidades en renta por habitante no son más que el reflejo de las disparidades en productividad y/o en empleos per cápita, tanto si las mismas se miden a través de la convergencia sigma como si se evalúan a través del índice de Theil.

Desde el punto de vista de la convergencia sigma, se pone de manifiesto un avance significativo de ésta en productividad y un pequeño retroceso en la relativa a las tasas de ocupación (gráfico 2). Más ilustrativa es, en este sentido, la descomposición del índice de Theil (expresión [3]) ya que permite cuantificar las aportaciones de los dos componentes mencionados a la evolución de la desigualdad.

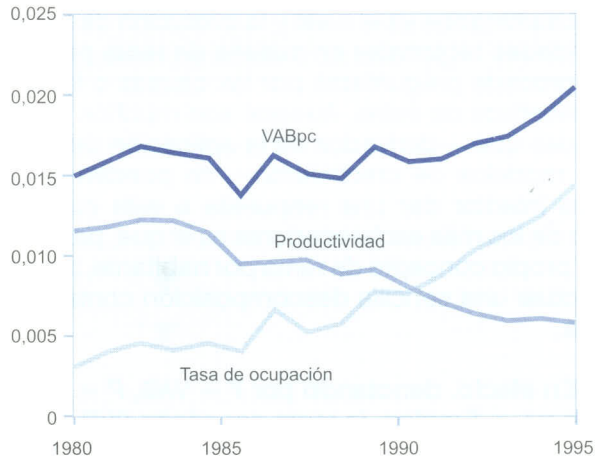
$$IT = \sum_r (y_r / y) * ln\left((Y_r / P_r) / (Y / P)\right) =$$

$$\sum_r (y_r / y) * ln\left((Y_r / L_r) / (Y / L)\right) +$$

$$\sum_r (y_r / y) * ln\left((L_r / P_r) / (L / P)\right) \qquad [3]$$

El cómputo de este índice para el período 1980-95 (véase, de nuevo, el gráfico 4) da pie a establecer

GRÁFICO 4
ÍNDICE DE THEIL



tres conclusiones importantes. La primera de ellas es que las desigualdades regionales en la producción por ocupado (o productividad) han sido, tradicionalmente, la principal causa de la existencia de disparidades regionales de renta per cápita en nuestro país; las comunidades autónomas con mayores niveles de productividad son las que, en líneas generales, registran niveles de renta per cápita más elevados. La segunda conclusión es que, pese a ello, el poder explicativo de las diferencias de productividad ha ido disminuyendo con el paso del tiempo, hasta representar, en 1995, menos del 30 por 100 de la desigualdad total en renta per cápita. En contrapartida, los factores laborales (las diferencias regionales en la tasa de ocupación), que al principio no eran demasiado relevantes, fueron ganando terreno de forma paulatina, hasta explicar, en 1995, más del 70 por 100 de la desigualdad regional de renta per cápita en España. En este orden de cosas, 1990 parece constituir el punto de inflexión, ya que hasta entonces las diferencias de productividad constituían la principal causa de las disparidades regionales, mientras que, a partir de ese año, son las diferencias en las tasas de ocupación las que toman el protagonismo y, como puede apreciarse en el gráfico 4, cada vez de forma más decidida. La tercera conclusión es que la causa de la divergencia regional en renta per cápita hunde sus raíces, de forma exclusiva, en la creciente divergencia que se aprecia a escala regional en materia de empleos per cápita (6).

IV. LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO

Aunque desempeñando un papel que ha ido perdiendo protagonismo con el paso del tiempo, las diferencias de productividad entre comunidades autónomas se han erigido, al menos hasta 1990, en el principal factor explicativo de las diferencias regionales de renta per cápita en España. Es más, esta afirmación sigue siendo válida en la actualidad si en lugar de computar la tasa de ocupación en el sentido amplio (empleos per cápita) hasta ahora utilizado, la desagregamos en tres componentes: la tasa de ocupación entendida en su acepción más convencional (*ratio* «ocupados/activos»), la tasa de actividad (*ratio* «activos/población de 16 y más años») y la tasa de participación (*ratio* «población de 16 y más años/población total»). Siendo esto así, parece evidente que la identificación de las causas generadoras de las disparidades regionales de productividad —no sólo en niveles, sino también en tasas de crecimiento— constituye un procedimiento solvente para comprender mejor las causas de las disparidades regionales de renta.

El primer aspecto que hay que subrayar al examinar el nivel y evolución de las productividades regionales ha de resultar congruente, como es lógico, con lo manifestado en el apartado anterior. Y así sucede, en efecto, ya que las disparidades regionales no sólo son menos intensas en materia de productividad que de renta per cápita (7), sino que, además, han ido disminuyendo de forma inequívoca y tendencial a lo largo del tiempo, tanto si se computan a través de la convergencia sigma como si se hace por medio del índice de Theil (véanse, de nuevo, los gráficos 2 y 4) (8). Las cifras del cuadro n.º 3, que muestran los niveles de productividad relativa de cada comunidad autónoma al principio y al final del período analizado, evidencian una evolución temporal muy distinta por comunidades, aunque todas ellas comparten el rasgo básico de haber registrado un crecimiento real positivo, que ha sido compatible con procesos tanto de creación como de destrucción de empleo.

Pero, retomando el hilo de las diferencias regionales de productividad y del correspondiente proceso de convergencia (9), tres son las cuestiones —fuertemente relacionadas entre sí— que, creemos, merecen una atención especial: 1ª) ¿qué factores explican las brechas regionales de productividad?; 2ª) ¿cómo se explica el desigual

CUADRO N.º 3

EVOLUCIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD Y SUS COMPONENTES

	PRODUCTIVIDAD (ÍNDICES)			*TASAS DE CRECIMIENTO*		
	1980	*1995*	*Δ*	*Productividad*	*VAB*	*Empleo*
Andalucía	94,7	95,9	1,2	1,9	2,5	0,6
Aragón	96,0	101,5	5,6	2,2	2,5	0,3
Asturias	89,2	92,0	2,9	2,0	1,1	–0,9
Baleares	113,9	107,6	–6,2	1,4	3,0	1,6
Canarias	93,2	91,1	–2,1	1,6	3,0	1,4
Cantabria	93,9	107,9	14,0	2,7	2,1	–0,6
Castilla y León	88,9	94,1	5,2	2,2	1,9	–0,2
Castilla-La Mancha	92,0	91,1	–0,9	1,7	1,9	0,2
Cataluña	110,9	111,4	0,5	1,8	2,6	0,8
Comunidad Valenciana	100,9	90,3	–10,6	1,0	2,0	1,0
Extremadura	69,5	79,3	9,7	2,7	2,6	–0,1
Galicia	69,9	81,0	11,1	2,8	2,1	–0,7
Madrid	121,0	108,3	–12,7	1,0	2,6	1,6
Murcia	103,0	94,2	–8,9	1,2	2,3	1,1
Navarra	108,7	107,1	–1,6	1,7	2,4	0,7
País Vasco	120,3	118,7	–1,6	1,7	1,7	0,0
Rioja (La)	112,1	136,5	24,4	3,1	3,5	0,4
España	100,0	100,0	0,0	1,8	2,4	0,6

crecimiento de la productividad por regiones?, y 3ª) ¿cuál ha sido la contribución regional y sectorial a la convergencia en productividad?

1. Diferencias regionales de productividad: el papel de la estructura sectorial

La productividad total de una región o país no es más que la media ponderada de sus productividades sectoriales. Así pues, si denotamos por *Qi* a la productividad del sector *i*, y por *Si* al peso del empleo de ese mismo sector en el empleo total, se cumple que la productividad total, *Q*, viene dada por la expresión

$$Q = \frac{Y}{L} = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{Y_i}{L_i}\right)\left(\frac{L_i}{L}\right) = \sum_{i=1}^{n} Q_i S_i \qquad [4]$$

que pone de manifiesto que las diferencias de productividad entre regiones han de tener naturaleza sectorial, bien porque existan disparidades en las productividades de los distintos sectores de actividad, bien porque las estructuras ocupacionales de las regiones sean distintas entre sí, o, finalmente, por una combinación de ambos efectos.

A partir de esta constatación, es fácil comprender que si la primera explicación hubiera ido perdiendo importancia con el paso del tiempo, el resultado sería ilustrativo de que se ha materializado un proceso de convergencia regional en materia de productividad sectorial. Por otro lado, si fuese la segunda explicación la que hubiese ido cediendo terreno, habría que concluir que se ha ido avanzando en el proceso de homogeneización regional de las estructuras de empleo; por el contrario, si se hubiese caminado en la dirección opuesta, la mayor diferenciación en las estructuras ocupacionales pondría en tela de juicio la relevancia de los modelos de crecimiento de un solo sector a la hora de explicar las disparidades regionales en renta per cápita (Esteban, 2000).

Cuantificar el peso, o relevancia, que las explicaciones anteriores tienen en el caso español requiere llevar a cabo un proceso de descomposición de la brecha de productividad existente entre cada una de las comunidades autónomas y la nación. En este sentido, y haciendo uso de [4], la diferencia de productividad entre la región *r* y el conjunto nacional en un año determinado, $((Qr-Q)/Q)$, puede descomponerse, tal y como se aprecia en la expresión [5],

CUADRO N.º 4

DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL DE PRODUCTIVIDAD REGIÓN-NACIÓN

	1980				*1995*			
	GAP	*EP*	*EE*	*EI*	*GAP*	*EP*	*EE*	*EI*
Andalucía	–5,3	2,3	–7,7	0,1	–4,1	0,9	–7,3	2,3
Aragón	–4,0	–1,9	–1,6	–0,5	1,5	–0,7	2,0	0,2
Asturias	–10,8	–7,0	16,1	–19,9	–8,0	–6,2	14,7	–16,4
Baleares	13,9	–0,6	2,0	12,4	7,6	–0,8	–4,6	13,0
Canarias	–6,8	–8,4	–2,7	4,4	–8,9	–8,0	–6,1	5,2
Cantabria	–6,1	–2,4	–2,8	–0,9	7,9	7,1	1,8	–1,0
Castilla y León	–11,1	0,1	–9,5	–1,7	–5,9	–4,3	–1,1	–0,5
Castilla-La Mancha	–8,0	4,2	–12,7	0,5	–8,9	0,5	–8,4	–1,0
Cataluña	10,9	2,0	11,0	–2,1	11,4	3,3	8,3	–0,2
Comunidad Valenciana	0,9	7,5	–4,1	–2,6	–9,7	–1,8	–5,5	–2,4
Extremadura	–30,5	–16,6	–18,5	4,7	–20,7	–13,8	–12,4	5,4
Galicia	–30,1	–5,7	–19,7	–4,6	–19,0	–6,6	–9,7	–2,7
Madrid	21,0	4,8	16,9	–0,6	8,3	2,1	6,2	0,0
Murcia	3,0	10,7	–4,6	–3,1	–5,8	2,9	–5,6	–3,1
Navarra	8,7	4,2	4,1	0,4	7,1	–4,9	8,4	3,5
País Vasco	20,3	9,3	13,7	–2,6	18,7	8,9	10,6	–0,7
Rioja (La)	12,1	17,6	–9,9	4,4	36,5	21,9	–4,4	19,0
Varianza	227,2	65,7	125,9	41,0	202,9	63,5	63,2	54,6
Varianza (porcentaje sobre el *gap*)	100,0	28,9	55,4	18,1	100,0	31,3	31,2	26,9

Nota: EP= Efecto productividad; EE= Efecto estructura; EI= Efecto interacción.

$$\frac{Q_r - Q}{Q} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(Q_{ir} - Q_i)S_i}{\sum_{i=1}^{n}Q_i} + \frac{\sum_{i=1}^{n}(S_{ir} - S_i)Q_i}{\sum_{i=1}^{n}Q_i} + \frac{\sum_{i=1}^{n}(Q_{ir} - Q_i)(S_{ir} - S_i)}{\sum_{i=1}^{n}Q_i} \quad [5]$$

en un *efecto productividad* sectorial (primer sumando del segundo miembro), un *efecto estructura* (segundo sumando) y un *efecto interacción* (tercer sumando). El primer componente refleja la aportación de las diferencias de productividad sectoriales, bajo el supuesto de que las estructuras ocupacionales son las mismas en cada región *r* que en la nación; a su vez, el segundo componente valora la contribución de las diferencias regionales a la distribución sectorial del empleo, suponiendo que las productividades sectoriales no difieren entre las regiones y la nación; por último, el tercer componente, que tiene un cierto carácter residual, mide el efecto conjunto sobre los *gap* de productividad total derivados de las diferencias existentes tanto en el campo de la productividad sectorial como en el de la estructura del empleo.

Pues bien, aplicado este proceso de descomposición de las brechas de productividad a los datos de los años 1980 y 1995, los resultados obtenidos (véase el cuadro n.º 4) dan pie a efectuar algunos comentarios concretos, de los que, probablemente, los más significativos son los tres siguientes:

1) No existe una pauta definida acerca de los motivos que causan los *gap* de productividad regional frente a la media española. En relación con los diferenciales positivos, sólo en algo menos de la mitad de los casos (siete regiones en 1980 y ocho en 1995) se aúnan los efectos productividad y estructura para alcanzar tal resultado, mientras que, en el resto, los mencionados efectos registran signos opuestos; en estos últimos casos, el efecto interacción suele tener bastante fuerza.

2) En líneas generales, el efecto estructura es más potente que el efecto productividad, aunque hay regiones (La Rioja) en las que este último alcanza valores muy elevados, representativos de que, como norma, la productividad sectorial en la región supera a la de la nación. La potencia relativa del efecto estructura es indicativa de que la desigual composición sectorial del empleo en las regiones españolas es la principal causa de disparidades en la productividad agregada; esta causa, sin embargo, parece haber ido cediendo terreno con el paso del tiempo. De hecho, este resultado se ve corroborado si, siguiendo a Esteban (2000),

efectuamos una descomposición de la varianza del *gap* total entre productividades (10); los resultados mostrados en la última fila del cuadro n.º 4 ponen de relieve que, en 1980, la mayor parte de la varianza en los *gap* de productividad agregada (más del 55 por 100) encontraron su justificación en las diferencias existentes en las estructuras ocupacionales de las regiones; en 1995, sin embargo, el peso de las diferencias en las estructuras y productividades sectoriales estuvo bastante equilibrado (31,2 y 31,3 por 100, respectivamente), lo que es ilustrativo de un proceso de homogeneización bastante intenso. La evolución de los índices de desigualdad regional en la distribución sectorial del empleo (gráfico 5) así lo revela (11), indicando, además, que la reducción alcanzada en el índice global se consiguió, fundamentalmente, merced a los avances experimentados en los sectores 1 (agricultura y pesca), 2 (energía), 6 (productos metálicos) y 9 (textiles), ya que, en el resto, el proceso de convergencia fue mucho menor; en algunos casos, incluso —sector 13 (comercio y hostelería)—, las diferencias regionales aumentaron en lugar de disminuir.

3) El efecto interacción presenta, en contra de lo que cabría esperar, valores muy elevados en un buen número de comunidades autónomas, en particular en Asturias y Baleares y, en 1995, en La Rioja. Si, como estiman algunos autores (Maddison, 1999), consideráramos a este efecto interacción como una forma sui géneris del efecto estructural, entonces la conclusión del punto anterior se vería algo matizada, ya que la importancia de este efecto aumentó considerablemente entre 1980 y 1995.

2. Disparidades en el crecimiento de la productividad regional: factores explicativos

Tal y como se mencionó con anterioridad (véase, de nuevo, el cuadro n.º 3), la productividad agregada del trabajo experimentó tasas de crecimiento muy diferentes por comunidades autónomas, por lo que parece conveniente conocer las causas que están detrás de tales diferencias.

Haciendo uso, una vez más, de la expresión [4], se puede efectuar —para cada comunidad autónoma y para el conjunto nacional— una descomposición del crecimiento de la productividad entre el período *t* y el período 0, $((Q_t-Q_o)/Q_o)$, de acuerdo con la expresión [6]

$$\frac{Q_t - Q_o}{Q_o} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(Q_{it} - Q_{io})S_{io}}{\sum_{i=1}^{n}Qio} + \frac{\sum_{i=1}^{n}(S_{it} - S_{io})Q_{io}}{\sum_{i=1}^{n}Q_{io}} + \frac{\sum_{i=1}^{n}(Q_{it} - Q_{io})(S_{it} - S_{io})}{\sum_{i=1}^{n}Q_{io}} \quad [6]$$

donde cada término del lado derecho tiene, de nuevo, un significado muy concreto: el primero, conocido como *efecto productividad*, representa la aportación del crecimiento de la productividad en cada uno de los sectores al crecimiento de la productividad agregada, suponiendo que la estructura del empleo permanece inalterada; el segundo término, identificado como *efecto estructura* o *efecto asignativo*, muestra la contribución del cambio en la estructura sectorial del empleo al mencionado crecimiento de la productividad agregada, considerando que la productividad sectorial no se modifica; y el tercero, denominado *efecto interacción*, muestra la aportación conjunta de las variaciones sectoriales en la cuota de empleo y en la productividad al crecimiento de la productividad laboral agregada.

Aplicada esta descomposición a todas y cada una de las comunidades autónomas y al conjunto del país, los resultados obtenidos (cuadro n.º 5) permiten establecer las conclusiones siguientes:

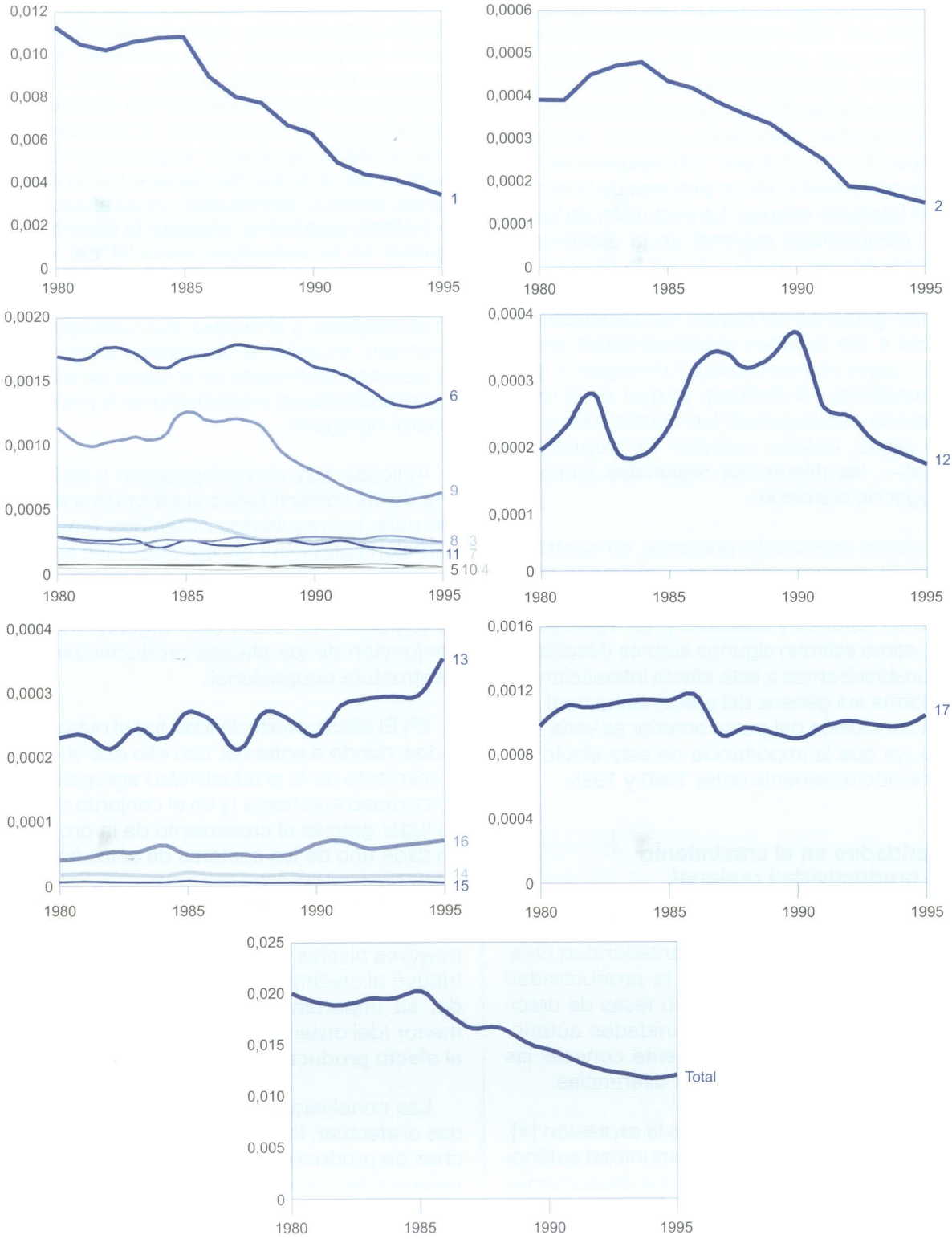
1ª) Las ganancias de productividad agregada se lograron, sin excepción alguna, merced a la conjunción de los efectos productividad sectorial y estructura ocupacional.

2ª) El efecto productividad fue el más potente de todos, dando a entender con ello que el grueso del crecimiento de la productividad agregada en cada comunidad autónoma (y en el conjunto del país) tuvo lugar gracias al crecimiento de la productividad en cada uno de los sectores de actividad.

3ª) Aunque el efecto de cambio estructural —desviación del empleo hacia los sectores con mayores niveles de productividad— también contribuyó al crecimiento de la productividad agregada, su importancia relativa fue sustancialmente menor (del orden de 1 a 3) que la correspondiente al efecto productividad sectorial.

Las conclusiones anteriores se ven corroboradas al efectuar, lo mismo que en el caso de las brechas de productividad, una descomposición de la varianza del crecimiento de la productividad agregada. En concreto, se aprecia que casi el 75 por 100 de la misma viene explicado por la varianza en el crecimiento de las productividades sectoriales,

GRÁFICO 5
ÍNDICES DE DESIGUALDAD ESTRUCTURAL EN EL EMPLEO



CUADRO N.º 5

DESCOMPOSICIÓN DEL CRECIMIENTO ABSOLUTO DE LA PRODUCTIVIDAD

	EP	*EE*	*EI*	*Total*
Andalucía	30,8	9,3	–7,9	32,3
Aragón	28,9	9,4	–0,2	38,1
Asturias	24,9	17,7	–7,8	34,8
Baleares	19,8	11,6	–7,9	23,4
Canarias	24,7	10,5	–7,6	27,6
Cantabria	44,8	15,7	–10,4	50,1
Castilla y León	35,3	19,2	–16,3	38,2
Castilla-La Mancha	30,8	9,1	–10,5	29,4
Cataluña	32,0	5,4	–6,2	31,2
Comunidad Valenciana	11,4	9,0	–3,5	16,9
Extremadura	32,1	20,3	–3,5	48,9
Galicia	35,5	24,1	–8,3	51,2
Madrid	19,2	4,4	–6,7	16,9
Murcia	26,7	4,3	–11,6	19,4
Navarra	27,1	7,3	–5,8	28,7
País Vasco	36,5	3,0	–10,6	28,9
Rioja (La)	59,6	13,6	–14,3	58,9
Nacional	27,7	10,0	–7,1	30,6
Varianza	109,0	35,8	14,8	146,2
Varianza (porcentaje del crecimiento)	74,5	24,5	10,2	100,0

y que el 25 por 100 restante procede de la varianza del cambio estructural; asimismo, se comprueba que la aportación de la varianza del efecto interacción se ha visto compensada, grosso modo, por el componente de las covarianzas (cuyo valor no aparece reflejado en el cuadro n.º 5).

3. La convergencia en productividad: contribuciones regionales y sectoriales

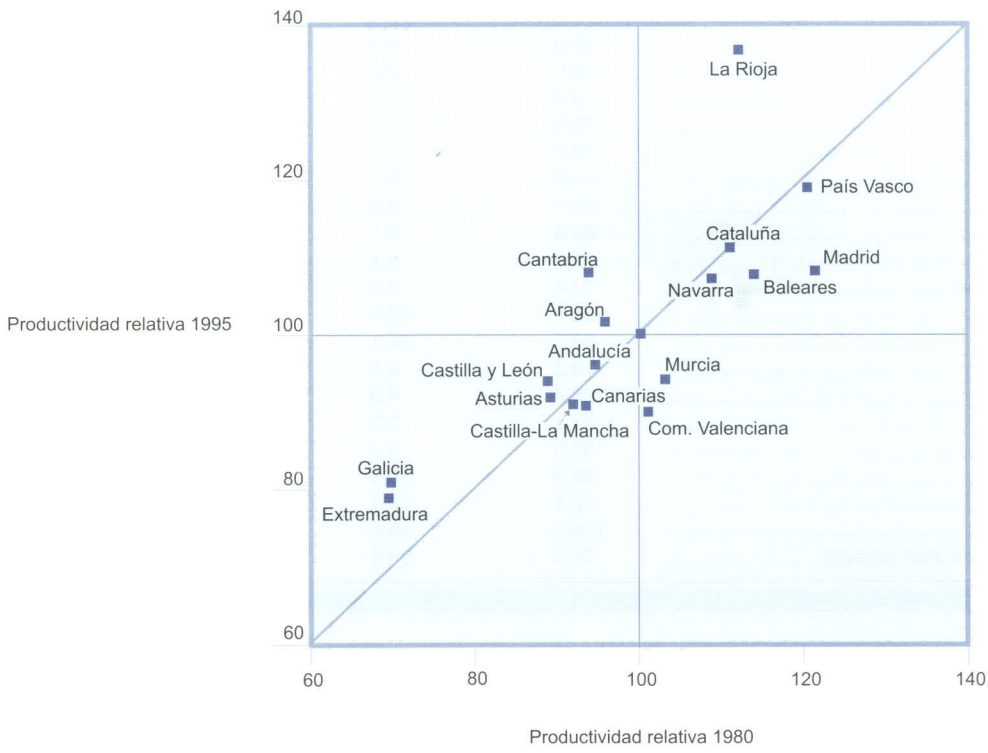
Considerando que la productividad agregada del factor trabajo experimentó, al contrario que la renta per cápita, un débil pero razonable proceso de convergencia entre comunidades autónomas, procede preguntarse, por último, sobre las causas de este fenómeno. Aunque la literatura sobre convergencia ha puesto de relieve que las fuentes de ésta son de naturaleza muy variada (rendimientos decrecientes en los factores acumulables, *catch-up* tecnológico, aproximación de los niveles educativos, cambio estructural, etc.), en este trabajo vamos a centrar la atención, una vez más, en el cambio estructural, entendido como la redistribución del empleo entre sectores; además, y dado que este cambio estructural no se ha producido con igual intensidad en todas las regiones, también prestaremos atención a la contribución de éstas al proceso de convergencia.

Empezando por esta última cuestión, y siguiendo la misma metodología que en el análisis de la convergencia en renta per cápita, el gráfico 6, que muestra los niveles de productividad relativa en los años 1980 y 1995, permite establecer una nueva tipología regional según la aportación realizada por cada comunidad al proceso de convergencia mencionado:

1) Regiones que han contribuido a la convergencia: Baleares y Madrid lo hicieron desde una perspectiva negativa para ellas (convergencia a la baja), ya que, disfrutando en ambos años de niveles superiores a la media nacional, su diferencial fue menor en 1995 que en 1980; Valencia y Murcia también deben incluirse en este grupo, aunque la diferencia con las anteriores estriba en que éstas terminan con una productividad relativa inferior a la del conjunto del país. Asturias, Castilla y León, Extremadura y Galicia, además de Aragón y Cantabria, lo hicieron en sentido positivo para ellas (convergencia al alza), ya que, pese a registrar inicialmente niveles inferiores a la media española, su diferencial disminuyó con el paso del tiempo, hasta tornarse positivo en los dos últimos casos.

2) Regiones que han contribuido a la divergencia: desde el punto de vista positivo para la propia comunidad (divergencia al alza), hay que incluir,

GRÁFICO 6
TIPOLOGÍA REGIONAL (APORTACIÓN A LA CONVERGENCIA EN PRODUCTIVIDAD)



únicamente, a La Rioja, mientras que desde una perspectiva negativa para ella (divergencia a la baja) sólo se debe contabilizar el caso de Canarias.

3) Regiones con un comportamiento neutral (12): Andalucía, Cataluña, Navarra, País Vasco y Castilla-La Mancha.

Naturalmente, el hecho de que el primer grupo sea el más nutrido de todos (y que en el tercero haya comunidades con un peso específico elevado) es lo que ha propiciado el avance en la convergencia regional en materia de productividad del trabajo.

Examinada la evolución de las disparidades de productividad desde una perspectiva sectorial, es posible identificar —tanto para cada una de las regiones como para el promedio nacional— la contribución del cambio estructural al proceso de convergencia. En efecto, siguiendo la propuesta de Bernard y Jones (1996), es posible descomponer el diferencial de crecimiento de cada región frente al del conjunto nacional en tres nuevos diferenciales: uno debido al *efecto productividad*, otro al *efecto estructura* y otro al efecto *interacción*. Los resultados de esta descomposición para cada una de las regiones, cuyos valores promedio se presentan en el cuadro n.º 6, permiten poner de relieve, entre otros, los rasgos siguientes:

1) El grueso de la convergencia en productividad laboral agregada estuvo motivado por el efecto de productividad sectorial, que explica el 126 por 100 de aquélla; esto quiere decir que el proceso de convergencia estuvo inducido, fundamentalmente, por un crecimiento de la productividad dentro de cada sector que fue relativamente más intenso en las regiones pobres que en las ricas. El cambio estructural anotó, asimismo, una aportación favorable a la convergencia, aunque en una proporción mucho más reducida (por encima del 28 por 100) que la del efecto productividad; esto quiere decir que el desplazamiento del empleo de

CUADRO N.º 6

APORTACIÓN SECTORIAL A LA CONVERGENCIA EN PRODUCTIVIDAD

Sectores (*)	*EP*	*EE*	*EI*	*Total*
1	88,0	–24,7	–55,3	7,9
2	–14,1	4,2	13,9	4,0
3	7,5	5,7	–1,1	12,1
4	14,3	–1,1	–7,7	5,6
5	–27,5	0,0	1,9	–25,6
6	–7,0	8,6	3,1	4,6
7	–27,7	26,1	33,4	31,8
8	103,8	–5,4	–11,7	86,8
9	–10,6	13,7	1,3	4,4
10	0,9	–5,2	–2,1	–6,4
11	8,3	–4,7	–4,0	–0,4
12	–6,1	14,0	3,2	11,1
13	9,6	15,6	–2,0	23,2
14	–7,4	4,3	–0,5	–3,6
15	4,6	4,8	0,6	9,9
16	1,4	–41,9	–18,7	–59,2
17	–11,8	14,5	–9,2	–6,5
Total	126,2	28,6	–54,8	100,0

(*) CLASIFICACIÓN SECTORIAL R-17
1. Productos de la agricultura, de la silvicultura y de la pesca.
2. Productos energéticos.
3. Minerales y metales férreos y no férreos.
4. Minerales y productos a base de minerales no metálicos.
5. Productos químicos.
6. Productos metálicos; máquinas; material y accesorios eléctricos.
7. Material de transporte.
8. Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
9. Productos textiles, cuero calzados, vestido.
10. Papel, artículos de papel, impresión.
11. Productos de industrias diversas.
12. Construcción y obras de ingeniería civil.
13. Recuperación y reparación. Servicios de comercio, hostelería y restaurantes.
14. Servicios de transporte y comunicaciones.
15. Servicios de las instituciones de crédito y seguro.
16. Otros servicios destinados a la venta.
17. Servicios no destinados a la venta.

Fuente: Elaboración propia. Contabilidad Regional de España, INE.

sectores de baja productividad a sectores de alta productividad fue más intenso en las regiones pobres que en las ricas; además, este resultado pone de relieve que si el efecto del cambio estructural hubiese sido nulo, el proceso de convergencia regional habría sido más lento que el efectivamente registrado. Por último, el efecto interacción tuvo una aportación bastante negativa (cerca del 55 por 100) a la convergencia regional en productividad.

2) En lo que concierne a la contribución sectorial al proceso de convergencia en productividad, el sector 8 (alimentación, bebidas y tabaco) se erige —merced a la potencia de su efecto productividad— como protagonista, al contabilizar una aportación cercana al 87 por 100 de la convergencia total; en concreto, la contribución de este sector a la mencionada convergencia habría superado la cifra anterior de no haber sido por la contribución negativa de los efectos estructura e interacción. El segundo sector que más aportó al proceso de convergencia fue el 7 (material de transporte), si bien es cierto que, en este caso, la explicación se encuentra en la acción conjunta del cambio estructural y el efecto interacción.

3) Por el contrario, el sector 16 (otros servicios destinados a la venta) experimentó la mayor contribución negativa a la convergencia agregada en productividad (por encima del 59 por 100), sustentada, sobre todo, en una aportación claramente negativa del efecto estructura: esto significa que el desplazamiento desde el sector 16 a otros sectores fue más lento (rápido) en las regiones con niveles de productividad elevado (bajo) que en España.

4) En conjunto, la aportación sectorial a la convergencia regional en productividad fue positiva en once casos y negativa en seis, aunque sólo en cinco de ellos la misma superó, en uno u otro sentido, la cifra del 20 por 100; esto da entender que el proceso de convergencia regional en productividad ha estado fuertemente polarizado en unos pocos sectores.

V. CONCLUSIONES Y REFLEXIONES FINALES

El análisis realizado ha permitido poner de relieve algunos de los rasgos más significativos de la distribución espacial de la renta en España entre 1980 y 1995. Manteniendo la propia estructura del trabajo, las conclusiones más relevantes parecen ser las siguientes:

1. Las comunidades autónomas no sólo participan de forma desigual en la generación del VAB nacional, sino que, además, esta desigualdad se ha ampliado ligeramente a lo largo del período analizado. Idéntico resultado se registra en lo concerniente a la distribución regional de la renta per cápita, lo que indica que las fuerzas de la divergencia han primado sobre las de la convergencia.

2. El grado de movilidad interregional en renta per cápita resulta muy reducido, por lo que se puede sostener que las posiciones regionales han tendido a cristalizar en el período examinado.

3. El aumento de divergencia en la distribución espacial de la renta encuentra su razón de ser en la

creciente desigualdad regional existente en materia de tasas de ocupación. Por el contrario, las disparidades regionales en productividad aparente del factor trabajo han ido disminuyendo de forma tendencial, amortiguando así la ampliación de las disparidades interregionales en renta per cápita.

4. Las diferencias regionales en productividad se encuentran sustentadas, fundamentalmente, en la existencia de diferentes estructuras productivas entre regiones. Sin embargo, el crecimiento de la productividad agregada en cada una de las regiones se produjo en mayor medida gracias a las ganancias de productividad sectoriales que al vigor del cambio estructural; por último, estas ganancias de productividad a escala sectorial —concentradas en unos pocos sectores— fueron, asimismo, el principal causante de la convergencia en productividad regional agregada.

De las conclusiones anteriores se pueden inferir, cuando menos, dos corolarios. En primer lugar, que la convergencia en productividad puede estar próxima a su agotamiento, dado no sólo el alto nivel que registra en la actualidad, sino, sobre todo, la creciente homogeneización regional de las estructuras productivas. Y, en segundo lugar, los posibles (aunque difíciles) avances en la convergencia en renta per cápita habrán de proceder, sobre todo, de un mayor grado de convergencia regional en las tasas de ocupación; esto requerirá, probablemente, de algunas reformas estructurales en el mercado de trabajo y en otros mercados (de la vivienda, del suelo, etcétera).

NOTAS

(1) En concreto, la variable empleada es el VAB pm, valorado en pesetas constantes de 1980. Al objeto de mantener la homogeneidad en el tratamiento de los datos de producción y empleo, el VAB total viene dado por la suma de los VAB sectoriales, excluido el correspondiente a la «producción imputada a servicios bancarios».

(2) Este resultado difiere del obtenido a partir de la utilización de otras bases de datos, como son las de FUNCAS, BBVA o CRE. Estas diferencias —que sólo muy ligeramente pueden estar motivadas por la exclusión en nuestro cómputo de la «producción imputada a servicios bancarios»— ponen de manifiesto la necesidad de homogeneizar, en la medida de lo posible, nuestras estadísticas económicas regionales.

(3) Resultados similares a éste, pero aplicados a las provincias españolas, pueden verse en GARCÍA-GRECIANO *et al.* (1995), que computan diversos índices de movilidad; en VILLAVERDE (1999), que utiliza el mismo enfoque que en este trabajo, y en VILLAVERDE y SÁNCHEZ-ROBLES (2001), que aplican un enfoque de cadenas de Markov.

(4) Este resultado es congruente con otros obtenidos previamente (GARCÍA-GRECIANO *et al.*, 1995 y GARCÍA-GRECIANO, 1997) que atestiguan la existencia de un agotamiento de la convergencia regional en renta por habitante a partir de finales de los setenta/principios de los ochenta.

(5) De forma arbitraria, consideramos que una región no contribuyó a alterar el nivel de las disparidades regiones si su variación del VAB per cápita relativo fue inferior a dos puntos porcentuales.

(6) Este resultado coincide con el obtenido, entre otros, por CUADRADO, GARCÍA-GRECIANO y RAYMOND (2000).

(7) Esto corrobora que una parte las diferencias regionales de VAB per cápita viene explicada por las diferencias existentes en las tasas de ocupación.

(8) Esto corrobora que las diferencias en las tasas de ocupación entre regiones han desempeñado un papel crecientemente importante en las disparidades regionales de renta per cápita.

(9) Ilustrativo de que la tecnología está próxima a exhibir rendimientos constantes en el uso del capital, entendido este último en sentido muy amplio (DE LA FUENTE, 1996).

(10) Teniendo en cuenta la descomposición de los *gap* de productividad mostrada en la expresión [5], es obvio que la varianza del primer miembro es igual a la suma de las varianzas de los tres elementos del segundo miembro más dos veces la suma de las covarianzas de estos tres elementos. En el cuadro n.º 4 se presentan únicamente las cifras relativas a las varianzas.

(11) El índice de desigualdad estructural en el empleo (IDEE) viene medido por la expresión siguiente:

$$\text{IDEE} = \left(\sum_i \sum_r (S_{ir} - S_i)^2 \right) / 17$$

(12) Al igual que en el caso de la renta per cápita, establecemos el límite de neutralidad, de forma arbitraria, en variaciones de la productividad inferiores a dos puntos porcentuales.

BIBLIOGRAFÍA

BERNARD, A., y JONES, C. (1996), «Productivity and convergence across U.S. states and industries», *Empirical Economics*, número 1, págs. 113-135.

CUADRADO, J. R.; GARCÍA-GRECIANO, B., y RAYMOND, J. L. (2000), «Regional convergence in productivity and productive structure: The Spanish case», *International Regional Science Review*, nº 1, págs. 35-53.

DE LA FUENTE, A. (1996), «On the sources of convergence: a close look at the Spanish regions», *Discussion Paper* n.º 1543, CEPR.

GARCÍA-GRECIANO, B. (1997), *Distribución de renta, crecimiento y convergencia regional en España*, tesis doctoral, Universidad Complutense, Madrid.

GARCÍA-GRECIANO, B.; RAYMOND, J. L., y VILLAVERDE, J. (1995), «Convergencia de las provincias españolas», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, n.º 64, págs. 38-53.

ESTEBAN, J. M. (2000), «Regional convergence in Europe and the industry mix: a shift-share análisis», *Regional Science and Urban Economics*, n.º 3, págs. 353-364

MADDISON, A. (1994), «Explaining the economic performance of nations, 1820-1989», en BAUMOL, NELSON y WOLFF (eds.), *Convergence of productivity*, OUP.

— (1999), «Macroeconomics accounts for European countries», en VAN ARK y CRAFTS (eds.), *Quantitative aspects of post-war European growth*, CUP.

PACI, R., y PIGLIARU, F. (1999), «European regional growth: do sectors matter?», en ADAMS y PIGLIARU (eds.), *Economic growth and change. National and regional patterns of convergence and divergence*, Edward Elgar.

VAN ARK, B. (1999), «Sectoral growth accounting and structural change in post-war Europe», en VAN ARK y CRAFTS (eds.), *Quantitative aspects of post-war European growth*, CUP.

VILLAVERDE, J. (1996), «Desigualdades provinciales en España», *Revista de Estudios Regionales*, n.º 41, págs. 89-108.

— (1999), *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Pirámide.

VILLAVERDE, J., y SÁNCHEZ-ROBLES, B. (2001), «Convergence or Twin Peaks: The Spanish case», en Meeusen y Villaverde (eds.), *Convergence issues in the European Union*, Edward Elgar (pendiente de publicación).

Resumen

En este trabajo se analiza la distribución regional de la renta en España y su evolución temporal. Tras calcular distintos índices de desigualdad y establecer una tipología de acuerdo con la aportación de cada comunidad a la evolución de la desigualdad regional de la renta, se analizan algunos factores explicativos (de naturaleza demográfica, laboral y productiva) de la mencionada desigualdad. Por último, y dado el importante papel desempeñado por la productividad laboral en la evolución de las desigualdades regionales de renta, se efectúa, asimismo, un análisis exhaustivo de aquélla, poniendo el acento en el cambio estructural.

Palabras clave: renta, productividad, estructura sectorial, desigualdad, convergencia.

Abstract

In this article we analyse the regional distribution of income in Spain and its development in time. After calculating various indexes of inequality and establishing a typology in accordance with the contribution of each community to the development of regional income inequality, we analyse some explanatory factors (of a demographic, labour and productive nature) for this inequality. Lastly, in view of the major role played by labour productivity in the development of regional income inequalities, a thorough analysis is made of this, laying the emphasis on structural change.

Key words: income, productivity, sectoral structure, inequality, convergence.

JEL Classification: R11.

LA DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DEL CAPITAL EN ESPAÑA

Emili TORTOSA-AUSINA (*)

I. INTRODUCCIÓN

HAY un amplio consenso en el análisis del crecimiento económico sobre el papel del capital como determinante del progreso de los países y regiones. Este consenso se ha podido evaluar empíricamente en muchos países gracias a la disponibilidad de series de *stock* de capital suficientemente largas desde hace ya muchos años. Sin embargo, no ha sido hasta fechas recientes cuando en nuestro país se ha dispuesto de estas series, si bien para un horizonte temporal relativamente corto en comparación con otros países. En concreto, las series están disponibles para el conjunto de España desde 1955, y por provincias, desde 1964.

Éstos han sido, precisamente, los años durante los cuales el proceso de acumulación de capital en España ha sido más intenso. De hecho, la capitalización ha sido de una magnitud lo suficientemente elevada como para permitir que, en última instancia, el país haya podido integrarse en las autopistas de crecimiento por las que circulan los países desarrollados. Eso sí, persisten todavía importantes diferencias, especialmente en lo que a renta per cápita se refiere (Mas *et al.*, 2001).

Pero la capitalización de la economía puede no haber sido uniforme entre las distintas regiones y provincias que integran el país. Si esto fuese así, cabría esperar también diferencias notables en los niveles de productividad del trabajo y renta per cápita entre las mismas. Es decir, las disparidades en las dotaciones de capital provinciales tendrán su reflejo en las condiciones económicas en las que se desenvuelven las regiones españolas en la actualidad y en las condiciones de vida de sus habitantes.

El objeto de este trabajo es analizar cómo han evolucionado las disparidades provinciales en las dotaciones de capital a través de las variables ligadas a la producción a las que afecta el *stock* de capital, esto es, las relaciones capital-trabajo y capital-producto. El período objeto de análisis viene limitado por la disponibilidad de datos, y abarca el horizonte temporal 1965-95, un período quizás no lo suficientemente dilatado como para poder ofrecer la visión de largo plazo recogida en algunos de los trabajos clásicos sobre convergencia y productividad (1). Aquí nos encontramos con los problemas ya comentados en cuanto a disponibilidad de datos.

El análisis se circunscribe al *stock* de capital privado no residencial, por ser el más estrechamente ligado a los sectores productivos y estar, por tanto, más vinculado a los procesos de crecimiento de la economía. Dicha magnitud está disponible actualmente a través de la base de datos SophineT, fruto del proyecto conjunto de la Fundación BBV y del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, a partir de la fuente originaria Mas *et al.* (1996).

Para llevar a cabo el análisis, hemos recurrido a los instrumentos más comúnmente utilizados en el análisis del crecimiento económico y de la convergencia, que estudian cómo evoluciona en el tiempo una variable económica de interés, generalmente la renta per cápita. Pero la utilización de estos instrumentos no se ha extendido al análisis de la dinámica de otras variables como las que nos ocupan. Ésta es una de las aportaciones básicas del trabajo. Efectivamente, son numerosos los estudios que se han ocupado de estudiar la convergencia entre las regiones —y, en menor medida, provincias— españolas en renta per cápita (2). Pero son muchos menos los que tratan del análisis de la convergencia en productividad del trabajo y productividad total de los factores (Maudos *et al.*, 1998 y 2000; Goerlich, *et al.*, 1996), así como de las *ratios* a las que están estrechamente ligadas y que nosotros estudiaremos: capital-trabajo y capital-producto. Sin embargo, entre estos últimos ninguno aplica muchas de las técnicas que utilizaremos en este trabajo. Éstas consisten, por una parte, en la utilización de indicadores ya clásicos en el estudio de la convergencia, esto es, σ y β-convergencia. Por otra, emplearemos también un grupo de técnicas cuya aportación básica consiste en analizar cómo evoluciona en el tiempo la *totalidad* de la distribución de la variable estudiada (capital-trabajo y capital-producto), no únicamente ciertos estadísticos. Con ello se consigue una visión más amplia del proceso de convergencia (o divergencia) entre las provincias.

El origen del menor interés suscitado en España por el análisis de la dinámica y la desigualdad en las dotaciones de capital entre provincias pue-

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN PROVICIAL DEL *STOCK* DE CAPITAL POR HABITANTE
Millones de pesetas de 1986 por habitante

	1965	1975	1985	1995
Almería	0,161	0,418	0,634	0,863
Cádiz	0,364	0,589	0,662	0,844
Córdoba	0,273	0,479	0,573	0,802
Granada	0,186	0,373	0,491	0,719
Huelva	0,283	0,765	0,810	1,008
Jaén	0,208	0,367	0,510	0,756
Málaga	0,245	0,515	0,618	0,853
Sevilla	0,264	0,530	0,586	0,812
Huesca	0,476	0,871	1,203	1,546
Teruel	0,323	0,574	0,857	1,312
Zaragoza	0,461	0,740	0,928	1,405
Asturias	0,471	0,821	0,914	1,144
Baleares	0,541	1,221	1,317	1,730
Las Palmas	0,311	0,636	0,760	1,122
S. C. Tenerife	0,256	0,568	0,746	1,135
Cantabria	0,788	1,171	1,132	1,338
Ávila	0,262	0,523	0,729	1,014
Burgos	0,368	0,686	0,960	1,376
León	0,301	0,486	0,669	0,961
Palencia	0,396	0,626	0,915	1,310
Salamanca	0,295	0,526	0,700	0,974
Segovia	0,322	0,699	0,970	1,276
Soria	0,342	0,691	1,049	1,391
Valladolid	0,396	0,712	0,866	1,209
Zamora	0,281	0,479	0,735	1,046
Albacete	0,214	0,419	0,637	0,895
Ciudad Real	0,253	0,514	0,697	0,978
Cuenca	0,224	0,503	0,836	1,194
Guadalajara	0,327	0,755	1,038	1,448
Toledo	0,271	0,603	0,820	1,148
Barcelona	0,568	0,814	0,883	1,445
Gerona	0,635	1,036	1,138	1,553
Lérida	0,412	0,754	1,009	1,393
Tarragona	0,437	0,838	1,074	1,426
Alicante	0,304	0,607	0,739	1,006
Castellón	0,342	0,643	0,909	1,534
Valencia	0,350	0,585	0,731	1,168
Badajoz	0,222	0,426	0,533	0,766
Cáceres	0,203	0,429	0,596	0,818
La Coruña	0,296	0,569	0,721	0,982
Lugo	0,297	0,499	0,803	1,120
Orense	0,208	0,432	0,647	1,047
Pontevedra	0,341	0,584	0,699	1,056
Madrid	0,402	0,654	0,761	1,247
Murcia	0,261	0,495	0,645	0,930
Navarra	0,546	0,882	1,037	1,648
Álava	0,760	1,320	1,415	1,816
Guipúzcoa	1,010	1,289	1,070	1,418
Vizcaya	0,865	1,151	1,157	1,407
La Rioja	0,441	0,776	1,008	1,424
Ceuta	0,257	0,476	0,720	1,047
Melilla	0,181	0,293	0,405	0,662
Total nacional	0,387	0,677	0,803	1,167
Media	0,369	0,662	0,828	1,164
Desviación Típica	0,178	0,241	0,219	0,279
Coeficiente de variación	0,482	0,364	0,264	0,240

de deberse no sólo a la falta de datos que ha habido hasta hace muy poco. Debemos tener también presente que las sendas por las que han transitado nuestra economía y las de otros países, principalmente Estados Unidos, han sido distintas. De hecho, la vuelta a la preocupación por la oferta a largo plazo se debió, fundamentalmente, a la prolongada caída del crecimiento de la productividad en este país desde finales de los sesenta (Williamson, 1991), a la aparente erosión de la competitividad de las industrias americanas en los mercados internacionales y al fantasma de la «desindustrialización» y el desempleo estructural masivo. El panorama ha cambiado enormemente en la segunda mitad de los noventa, y esto ha sido recogido por la literatura (Jorgenson y Stiroh, 1999).

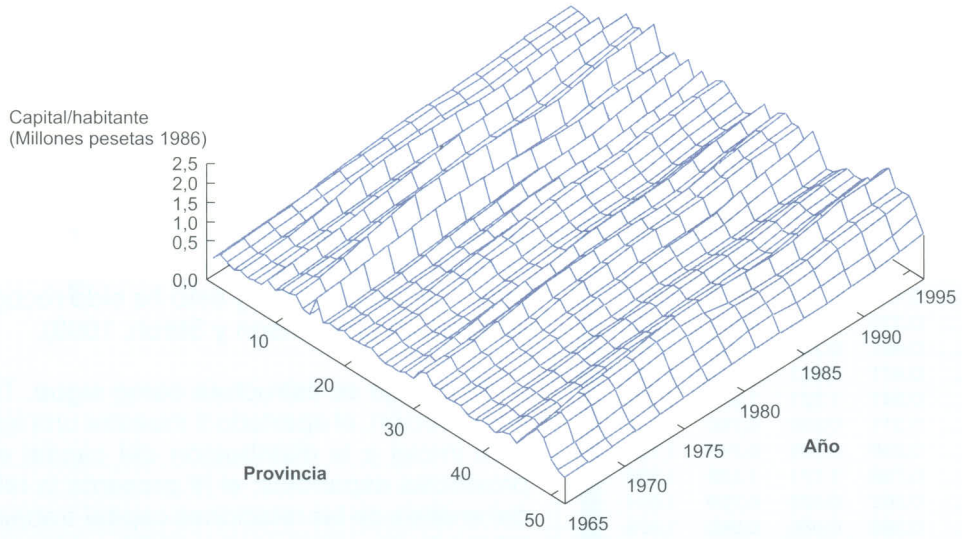
El trabajo se estructura como sigue. Tras esta introducción, el apartado II muestra una aproximación inicial a la distribución del capital entre las provincias españolas; el III presenta la relevancia del análisis de las relaciones capital-trabajo y capital-producto, mientras que el IV y el V analizan la dinámica de las variables de interés a través de distintas metodologías; el apartado VI indica el posible sesgo que puede suponer obviar los distintos tamaños poblacionales de cada provincia, y por último, el VII presenta algunos comentarios a modo de conclusión.

II. LA DISTRIBUCIÓN DEL CAPITAL ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

Para llevar a cabo una primera aproximación al análisis de las desigualdades en las dotaciones de capital entre provincias, podemos reparar en cómo se ha distribuido el capital privado no residencial, excluido el sector energético (3), entre las mismas. En concreto, el cuadro n.º 1 nos ofrece una primera visión sobre la distribución provincial de las dotaciones de capital por habitante para cada una de ellas y para los años 1965, 1975, 1985 y 1995.

En dicho cuadro se aprecia un intenso y continuo proceso de capitalización de *todas* las provincias españolas —incluyendo las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla—. Como resultado, el *stock* de capital por habitante en pesetas constantes, para el conjunto del país, prácticamente se ha triplicado entre 1965 y 1995. Esto es, se ha venido dando lo que se conoce como *capital deepening*, pues el *stock* de capital ha crecido más rápidamente que la población.

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DEL *STOCK* DE CAPITAL POR HABITANTE, 1965-1995



Sin embargo, este crecimiento no ha sido uniforme entre provincias. De hecho, la desviación típica prácticamente se ha doblado, si bien al corregir por el crecimiento que ha experimentado la variable —coeficiente de variación— la tendencia es inversa. Pero se puede constatar que, efectivamente, el proceso de capitalización ha experimentado fuertes cambios tanto en su dimensión temporal como de corte transversal.

Este último rasgo se aprecia claramente a través del gráfico 1. En él podemos observar que, aunque la tendencia es claramente creciente para todas las provincias, persisten muchas diferencias. Ni todas las provincias estaban igualmente capitalizadas en 1965, ni han experimentado la misma capitalización hasta 1995.

III. UNA BREVE APROXIMACIÓN A LA RELEVANCIA DE LA ACUMULACIÓN DE CAPITAL Y DEL CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD

Probablemente, uno de los trabajos en el que se trata de mostrar más explícitamente la relevancia del análisis de la productividad desde una perspectiva histórica es el libro de Baumol *et al.* (1989). En éste queda patente que si hay algún tema para el cual el largo plazo es relevante, ése es el análisis de la productividad. En el caso de Estados Unidos, la ralentización de la productividad en los años sesenta y posteriores, junto con su actual reactivación desde la mitad de los noventa, no pueden ser entendidas sin situarlas en la experiencia de un siglo de crecimiento de la productividad. Paralelamente, en España, la producción en 1995 era cinco veces superior, en términos reales, a la existente a mediados de los años cincuenta. Este crecimiento no hubiera sido posible sin un proceso continuo de acumulación de capital.

Nos planteamos valorar la intensidad del proceso de capitalización de las provincias españolas a través de dos indicadores comúnmente utilizados: las *ratios* capital-trabajo y capital-producto, esto es, las relaciones que ligan el capital al trabajo y al producto que se obtiene con ambos factores de producción. La relevancia de estas relaciones ha sido recogida ampliamente por la literatura, y radica en que permiten valorar con más precisión los efectos del capital sobre la producción y la productividad. En concreto, mayores dotaciones de capital por empleado dan lugar a mayores tasas de productividad del trabajo y de productividad total de los factores. A esta relación (capital-trabajo) se la identifica en muchas ocasiones por su denominación en inglés, esto es, *capital in-*

tensity o intensidad del capital. Por otra parte, la importancia de la *ratio* capital-producto viene dada por ser la inversa de la productividad del capital.

Sin embargo, en ocasiones estas relaciones pueden ser difíciles de desentrañar. Como pone de manifiesto Wolff (1991), el proceso de acumulación de capital puede ejercer dos efectos distintos sobre la productividad del trabajo. En primer lugar, al aumentar la relación capital-trabajo, aumentará la productividad del trabajo incluso en ausencia de progreso técnico. Por otra parte, a través de las interacciones con el progreso técnico, la acumulación de capital puede estar asociada a ganancias en la productividad por encima de la intensificación del capital, hipótesis que puede contrastarse a través de diversas vías.

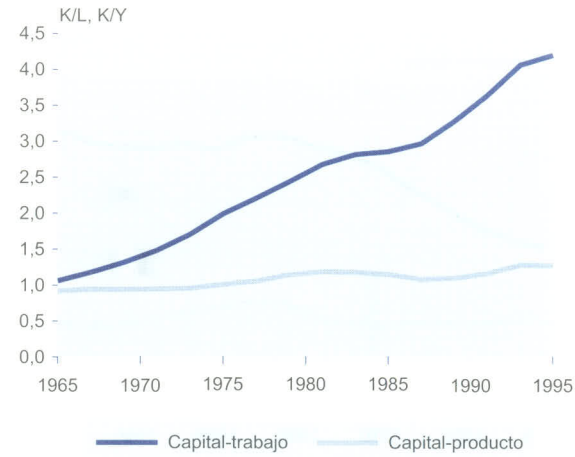
De hecho, algunos trabajos muy recientes, que analizan las elevadas tasas de crecimiento de la economía de Estados Unidos durante la segunda mitad de los años noventa, apuntan como causas fundamentales de las mismas, entre otros factores, a la continua caída en los precios de los activos de la tecnología de la información: equipos informáticos (*hardware*), programas (*software*) y equipos de comunicación (Jorgenson y Stiroh, 1995, 1999, 2000a, b; Stiroh, 1998).

La evolución temporal de las relaciones capital-trabajo y capital-producto

La trayectoria de las relaciones capital-trabajo (K/L) y capital-producto (K/Y) ha sido muy dispar, resultado de la evolución también dispar de sus componentes. Esto se aprecia en el gráfico 2. En concreto, estas disparidades tienen su origen en que tanto el valor añadido bruto como el capital han aumentado a ritmos muy parejos, al contrario que el empleo. De hecho, la evolución del capital sigue un perfil claramente cíclico (Goerlich *et al.*, 1996: 203). La *ratio* capital-producto no ha dejado de aumentar a un fuerte ritmo desde 1965, si bien hubo una clara ralentización desde principios de los ochenta. Por el contrario, la inversa de la productividad del capital ha experimentado cierto incremento si comparamos los años inicial y final, si bien a tasas muy bajas. De hecho, esta conclusión es muy sensible al período que escojamos para llevar a cabo la comparación.

Así pues, se constata que la intensidad de la capitalización ha sido desigual en el tiempo. Algunos trabajos (Goerlich *et al.*, 1996) concluyen que los sub-períodos de crecimiento más fuerte son los que corresponden a la década de los sesenta y hasta los comienzos de la crisis de los setenta. Pero la capitalización también ha sido desigual entre provincias. Sin embargo, los trabajos publicados hasta la fecha no han llevado un análisis detallado de cómo han evolucionado las disparidades entre provincias, entendiendo como tal aquel que utiliza todo el abanico de técnicas disponibles actualmente. Éste es uno de los objetivos básicos de este trabajo.

GRÁFICO 2
RELACIÓN CAPITAL-TRABAJO Y CAPITAL-PRODUCTO, 1965-1995
(Total nacional)



Nota: K/L: millones de pesetas de 1986 por empleo; K/Y:pesetas de capital por peseta.

IV. LAS DISPARIDADES PROVINCIALES EN EL TIEMPO: σ Y β-CONVERGENCIA

Para valorar la *dinámica* de las desigualdades en las dotaciones de capital, podemos recurrir a los instrumentos utilizados más habitualmente en el estudio de la convergencia en renta per cápita. El primero de estos indicadores, σ-convergencia, consiste en el análisis de la desviación típica de la variable objeto de estudio en el tiempo (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Si corregimos por el valor medio de la variable, tendremos un indicador de dispersión relativa (ρ). La evolución de estos indicadores viene recogida para el conjunto de provincias españolas en los gráficos 3 y 4, tanto para la relación capital-trabajo como capital-producto (la inversa de la productividad del capital).

GRÁFICO 3

σ-CONVERGENCIA EN LAS RELACIONES CAPITAL-TRABAJO Y CAPITAL-PRODUCTO, 1965-1995

(Dispersión absoluta)

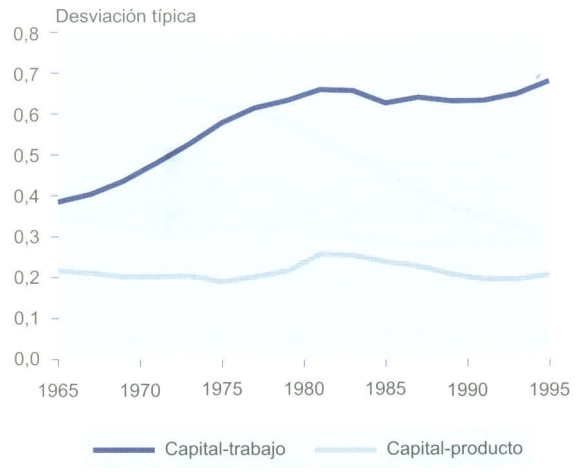
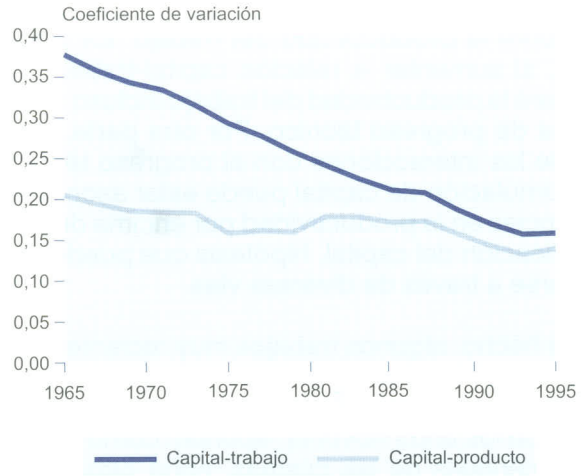


GRÁFICO 4

σ-CONVERGENCIA EN LAS RELACIONES CAPITAL-TRABAJO Y CAPITAL-PRODUCTO, 1965-1995

(Dispersión relativa, ρ)



Los resultados apuntan claramente en dos direcciones. En primer lugar, a partir del gráfico 3 se constata que la evolución de las desigualdades ha sido paralela a la evolución temporal de ambas relaciones, esto es, los gráficos 2 y 3 presentan el mismo perfil (aumento en capital-trabajo y estabilidad —no sin altibajos— en capital-producto) si bien se aprecia una disminución desde antes de 1990. Estos rasgos son parcialmente atribuibles a la sensibilidad de la desviación típica a las series crecientes. Para mitigar dicha sensibilidad, podemos transformar la variable en logaritmos, o corregir por el valor medio. En este caso, lo que se tiene es el coeficiente de variación (gráfico 4), que muestra unos patrones muy distintos. Concretamente, se observa una clara tendencia hacia la disminución de la dispersión, de una intensidad mucho mayor en la relación capital-trabajo. En el caso de la relación capital-producto, la tendencia es más moderada, y presenta ciertos altibajos, especialmente durante la crisis de los setenta.

De forma complementaria, podemos analizar lo que se conoce como β-convergencia, esto es, si las regiones que inicialmente tenían menores *ratios* capital-trabajo y capital-producto han experimentado tasas de crecimiento mayores en estas variables que las regiones con los valores iniciales más elevados, lo que ha permitido que se acerquen a estas últimas. Para ello, estimaríamos la ecuación:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_{ij,t}+T}{y_{ij,t}}\right) = a - \beta \log\left(y_{ij,t}\right) + u_{ij,t,t+T} \qquad [1]$$

donde $y_{ij,t}$ es el valor correspondiente a la variable *j* (capital-trabajo o capital-producto) de la provincia *i* en el año *t*, *T* es la longitud del período, β es la velocidad de convergencia (4), y $u_{i,t,t+T}$ representa el término de error.

El cuadro n.º 2 muestra las estimaciones del parámetro β para las dos variables consideradas. Asimismo, con el fin de evitar el posible sesgo de limitar el análisis a la comparación de los períodos inicial y final (5), hemos extendido el análisis a los sub-períodos más relevantes.

Los resultados indican que, efectivamente, ha habido un proceso de acercamiento entre las dotaciones de capital por empleo y producto. Esta afirmación se constata al contemplar cada una de las variables y el conjunto del período 1965-95. Pero si llevamos a cabo el análisis por sub-períodos, se comprueba que en el caso de la intensidad del capital (K/L) es entre 1975 y 1995 cuando el acercamiento ha sido mayor. Para el sub-perío-

CUADRO N.º 2

CONVERGENCIA DE LAS RELACIONES CAPITAL-TRABAJO Y CAPITAL-PRODUCTO DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS, 1965-1995 Y SUB-PERÍODOS

		Capital-trabajo	*Capital-producto*
1965-1995	$\hat{\beta}$	0,021	0,018
	(t-*ratio*)	(15,696)	(7,614)
	R^2	0,816	0,548
1965-1975	$\hat{\beta}$	0,021	0,028
	(t-*ratio*)	(4,590)	(5,961)
	R^2	0,259	0,384
1975-1985	$\hat{\beta}$	0,030	0,0007
	(t-*ratio*)	(7,271)	(0,932)
	R^2	0,511	0,018
1985-1995	$\hat{\beta}$	0,031	0,027
	(t-*ratio*)	(6,512)	(5,970)
	R^2	0,567	0,410

do anterior (1965-75), obtenemos un parámetro β también de signo positivo, aunque de una magnitud inferior a la de los sub-períodos 1975-85 y 1985-95. Sin embargo, tanto la significatividad como el ajuste de la regresión son bajos. Estas conclusiones no son totalmente extensibles a la *ratio* capital-producto. En este caso, la intensidad de la convergencia es más alta en el sub-período 1965-75. En el resto de sub-períodos, si bien el coeficiente β indica siempre convergencia, el patrón no siempre es nítido. Es lo que ocurre en el sub-período 1975-85, en el que el parámetro β presenta un coeficiente muy bajo y no significativo, y un ajuste de la regresión muy reducido.

V. UN ANÁLISIS ALTERNATIVO DE LA CONVERGENCIA

Los resultados obtenidos en los apartados anteriores informan de ciertos patrones dinámicos de las variables objeto de estudio. Sin embargo, presentan ciertas limitaciones. En concreto, Quah (1993a, b) considera que el análisis de la convergencia debe llevarse a cabo teniendo en cuenta *la totalidad* de la distribución de la variable objeto de análisis, y no sólo dos estadísticos descriptivos como son σ y β-convergencia. La información que estos proporcionan es amplia, pero no contemplan la existencia de fenómenos de importante significado económico como la multi-modalidad (caso de σ-convergencia), o se centran exclusivamente en la comparación entre los años inicial y final (caso de β-convergencia).

El uso de un modelo que contemple la variable tanto en su dimensión temporal como de corte transversal (6) proporciona una visión más completa de la convergencia.

En el caso de las provincias españolas, los trabajos que han aplicado esta metodología son muy escasos. Entre ellos encontramos los de Lamo (2000), Gardeazábal (1996) y, en menor medida, Pérez (2000). Todos ellos se centran exclusivamente en el análisis de la renta per cápita, sin considerar cómo han evolucionado aquellas variables que la condicionan: productividad del trabajo, intensidad del capital e inversa de la productividad del capital.

1. Funciones de densidad

El análisis de la dinámica de las distribuciones se sustenta en distintos instrumentos que se conectan fácilmente. El primero de ellos consiste en la estimación por técnicas no paramétricas de las funciones de densidad de las variables analizadas en distintos momentos del tiempo. Con ello, se hace posible la identificación de fenómenos de importante contenido económico que serían invisibles para cualquier indicador de dispersión. Es el caso de la multi-modalidad.

Este ejercicio requiere, en primer lugar, optar por una técnica de suavizado de datos. La más simple y obvia es el histograma, que es habitualmente utilizado como punto de partida. Sin embargo, presenta ciertos inconvenientes que pueden dar lugar en algunos casos a una visión sesgada de los datos (7). Por contra, el suavizado *kernel* (*kernel smoothing*) proporciona una visión mucho más precisa, manteniendo las ventajas del histograma y de cualquier método no paramétrico, esto es, no impone forma funcional alguna a priori sobre la densidad. Los aspectos técnicos de esta metodología se presentan en el anexo.

En este contexto, convergencia implica que la masa probabilística esté cada vez más concentrada alrededor de cierto valor. Si este valor es la unidad, tendríamos convergencia hacia la media, dado que previamente normalizamos los datos (8). Una de las ventajas de esta técnica es que permite la identificación de muchas otras situaciones. Por ejemplo, podría darse que, con el tiempo, apareciesen (o desapareciesen) distintas modas, sinónimo

de divergencia. Sin embargo, esta divergencia no podría ser detectada por los indicadores de dispersión. Es más, dos distribuciones con un nivel de dispersión similar pueden tener una estructura modal muy diferente. Esto implica que podría haber un grupo de provincias más capitalizadas que otras.

Los resultados aparecen en los gráficos 5 y 6. Estos permiten corroborar algunas de las conclusiones extraídas en el apartado IV. Por ejemplo, parece claro que el proceso de convergencia ha existido para ambas relaciones tomando el período completo 1965-95. Sin embargo, existen patrones que resultan invisibles tanto para β como σ-convergencia, y que no son paralelos para ambos indicadores. Por ejemplo, la ausencia de convergencia que se da en capital-producto entre 1975 y 1985 se debe a que la multi-modalidad de 1975 —con ciertas provincias por encima de la media y otras por debajo— se convierte en una sola moda, pero con la probabilidad bastante dispersa. Por el contrario, en la relación capital-trabajo el proceso fue inverso, pues la cola derecha que se aprecia en 1965 y la multi-modalidad de 1975, también por encima de la unidad (9), desaparecen de una manera continua entre 1985 y 1995.

2. Matrices de probabilidades de transición

¿Qué ocurriría si el aspecto de las funciones de densidad no variase en el tiempo? De acuerdo con la interpretación que hemos proporcionado en el epígrafe V.1, no habría convergencia, ni divergencia. Sin embargo, esta conclusión estaría ignorando la posible existencia de cambios en las posiciones relativas de las distintas provincias. Es decir, el aspecto de las funciones de densidad puede ser idéntico en dos momentos del tiempo, pero quizá las provincias inicialmente más capitalizadas ahora lo estén menos, y viceversa.

Una aproximación a este fenómeno consiste en recurrir a la estimación de matrices de transición. Éstas presentan transiciones bienales (desde 1965-67 hasta 1993-95), de forma que tendremos un total de 780 observaciones en cada partida (10). Dichas observaciones han sido divididas en cinco categorías que definen un conjunto de estados $E = \{e_1, e_2, ..., e_5\}$. Los intervalos que comprenden cada uno de estos estados han sido escogidos de acuerdo con un criterio: obtener una distribución uniforme para las 780 observaciones. Ello da lugar a que las fronteras entre estados sean distintas para cada una de las partidas y que la amplitud de los mismos no sea constante (11). Asimismo, en la primera columna de cada uno de los cuadros se recoge el número total de observaciones que al principio del período se hallaban en ése estado. De este modo, en el cuadro n.º 3 la primera observación en la primera columna indicaría que de un total de 780 observaciones, 164 se ha-

GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN DE LA DENSIDAD NORMALIZADA, CAPITAL-TRABAJO

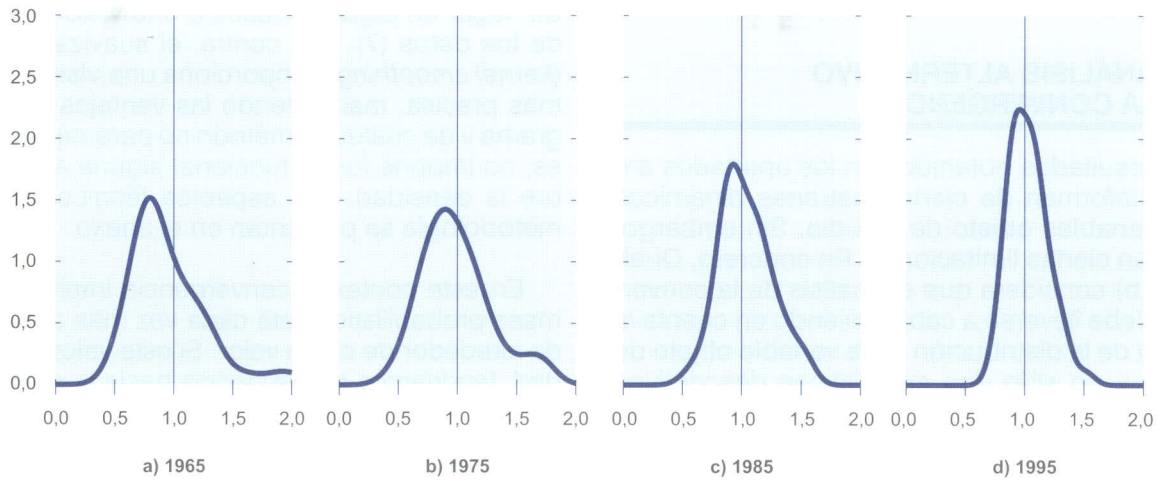
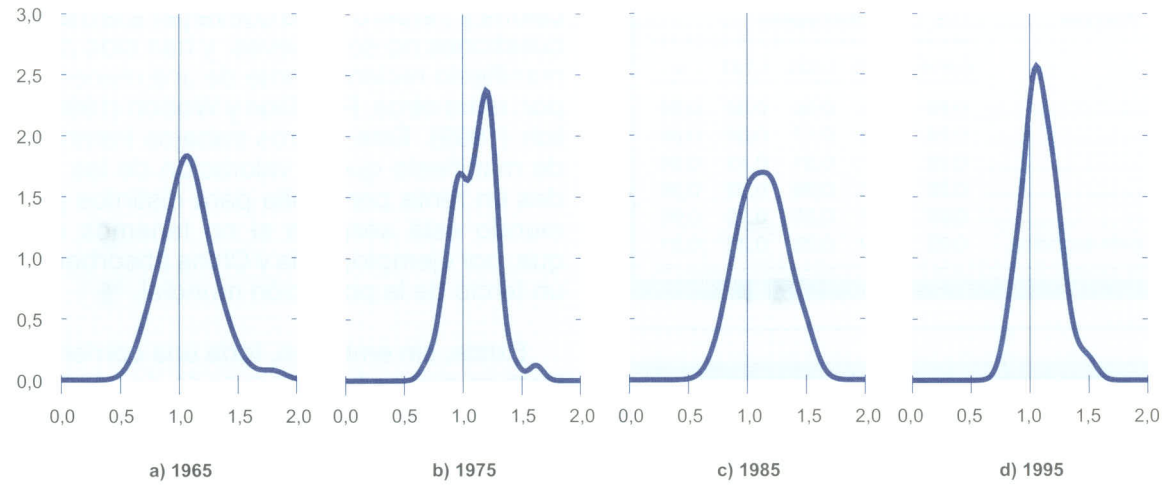


GRÁFICO 6
EVOLUCIÓN DE LA DENSIDAD NORMALIZADA, CAPITAL-PRODUCTO



llaban inicialmente en el estado e_1, esto es, estaban por debajo 0,814 veces el promedio de la relación capital-trabajo (recordemos que, al haber normalizado, el promedio es la unidad). Al cabo de dos años, de estas 164 observaciones (provincias), el 85 por 100 permanecieron en el mismo estado, mientras que el 15 por 100 pasaron al estado e_2, que abarca el rango 0,814-0,909.

¿Cuáles son los rasgos predominantes para cada una de las *ratios* consideradas? A partir de lo expuesto anteriormente, se desprende que las celdas que indican persistencia (en el sentido de que una provincia situada en un determinado estado permanece en el mismo en el período siguiente) son las de la diagonal principal. De no existir movilidad de provincias entre estados, todos los valores de dicha diagonal serían la unidad. Sin embargo, no es éste el patrón predominante: muchas entradas fuera de la diagonal principal son distintos de cero. Esto es indicativo de movilidad dentro de la distribución, en el sentido de que entre cada par de años consecutivos hay transiciones entre estados, y esto es común a ambas *ratios*. En concreto, las diagonales promedian 0,852 y 0,812 para las *ratios* K/L y K/Y, respectivamente.

Si bien estas cifras pueden parecer no demasiado espectaculares, en última instancia sí que tienen un efecto considerable sobre la desigualdad en las dotaciones de capital. Esto podemos verlo a través de la distribución ergódica, que viene dada por la última fila en los cuadros n.^{os} 3 y 4, y que debe interpretarse como la hipotética distribución de largo plazo que se obtendría de persistir los fenómenos que se han venido dando hasta ahora. En este caso, es muy relevante distinguir entre K/L y K/Y. Como se comprueba, dicha distribución dista mucho de ser similar a aquella de la que se partía (distribución uniforme) en la *ratio* capital-trabajo. En concreto, se observa que la probabilidad abandona los estados iniciales, y se concentra en los tres superiores. Es decir, a largo plazo, las dotaciones de capital por empleo serán mucho más similares entre provincias de lo que lo han sido hasta ahora. No ocurre lo mismo en la relación K/Y, en la que no se observa una excesiva concentración de la probabilidad a largo plazo. Eso sí, en este caso se partía de una distribución en 1965 en la que las provincias estaban mucho más próximas entre sí que en la intensidad del capital.

VI. EL PAPEL DE LA DIMENSIÓN DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS EN LA EVOLUCIÓN DE LAS DISPARIDADES REGIONALES

La visión que proporcionan los instrumentos presentados y aplicados en los apartados anteriores podría resultar sesgada si no controlamos el

CUADRO N.º 3

CAPITAL-TRABAJO, MATRICES SIMPLES
(Transiciones bienales, 1965-1995)

Provincias	*Límite superior*				
	0,814	0,909	1,035	1,191	∞
(164)	0,85	0,15	0,00	0,00	0,00
(156)	0,04	0,78	0,17	0,00	0,00
(151)	0,00	0,07	0,81	0,13	0,00
(150)	0,00	0,00	0,08	0,83	0,09
(159)	0,00	0,00	0,00	0,10	0,90
Distribución ergódica	0,03	0,09	0,23	0,36	0,31

CUADRO N.º 4

CAPITAL-PRODUCTO, MATRICES SIMPLES
(Transiciones bienales, 1965-1995)

Provincias	*Límite superior*				
	0,945	1,050	1,145	1,251	∞
(158)	0,87	0,13	0,00	0,00	0,00
(153)	0,11	0,73	0,16	0,00	0,00
(154)	0,00	0,14	0,69	0,17	0,00
(154)	0,00	0,01	0,16	0,71	0,12
(161)	0,00	0,00	0,00	0,14	0,86
Distribución ergódica	0,17	0,21	0,22	0,21	0,19

efecto de ciertos factores que pueden afectar a los procesos de convergencia. Uno de estos factores es la disparidad en la población de cada una de las provincias. Efectivamente, los resultados de los apartados IV y V hacen referencia a la evolución de las *ratios* K/L y K/Y sin tener en cuenta los diferentes tamaños poblacionales que pueda haber en provincias como, por ejemplo, Madrid y Soria. A este sesgo no escapan los trabajos centrados en las disparidades entre comunidades autónomas, entre las cuales también hay amplias diferencias en cuanto a población, problema que se agrava en el caso de algunas de las comunidades compuestas por una sola provincia.

La relevancia de esta cuestión puede variar según contextos. En el contexto de España no puede ser ignorada si tenemos en cuenta las peculiaridades demográficas del país, con una densidad poblacional muy variable según áreas geográficas. Al valorar, de acuerdo con los instrumentos de los apartados IV y V, si las provincias se han acercado o alejado en términos de *ratios* capital-trabajo y capital-producto, tendremos que tener siempre presente que estamos obviando estas características poblacionales. Es decir, estamos dando la misma importancia a que Madrid o Barcelona y Teruel o Soria converjan a la media. Estas cuestiones no son nuevas, y han sido puestas de manifiesto recientemente de una manera explícita por, entre otros, Ravallion y Wodon (1999), y Goerlich (1999). Éste y otros trabajos tratan de poner de manifiesto que la valoración de las disparidades en renta per cápita para distintos países del mundo está sesgada si no tenemos en cuenta que, por ejemplo, India y China absorben cerca de un tercio de la población mundial.

Existe, sin embargo, toda una corriente en la literatura que se ha preocupado de cómo han evolucionado las desigualdades tan sólo en términos de población o, más bien, teniendo en cuenta explícitamente los distintos tamaños poblacionales. Nos referimos a la literatura sobre la desigualdad (12). En este caso, los instrumentos utilizados no son los mismos. En particular, uno de los más comúnmente utilizados por esta rama de la Economía son los índices de Theil.

En este apartado abrimos una posibilidad de conectar ambas corrientes en la literatura. Por una parte, dadas las ventajas que el análisis de la dinámica de las distribuciones presenta sobre σ y β-convergencia, éste será nuestro marco de referencia (13). En este contexto, introduciremos el papel de las disparidades poblacionales sin necesidad de recurrir a las técnicas empleadas en el análisis de la desigualdad.

En particular, la variación que se plantea sobre el análisis del apartado V consiste en introducir un factor de ponderación tanto en las funciones de densidad como en las matrices de transición. Los detalles técnicos aparecen de nuevo en el anexo.

Los resultados vienen recogidos en los gráficos 7 y 8. En este caso, debemos tener en cuenta que la densidad hace referencia a *población*, no a *provincias*. Los patrones observados son similares, pero no coincidentes con los correspondientes a las funciones de densidad no ponderadas. En el caso de la intensidad del capital (K/L), se constata un proceso de convergencia en el que se parte de mayor desigualdad —se aprecia cierta multi-modalidad en 1965—, pero que es mucho más intenso, especialmente en los años 1985 y 1995; esto se corrobora a través de unas funciones de densidad mucho más puntiagudas, con la

GRÁFICO 7
EVOLUCIÓN DE LA DENSIDAD NORMALIZADA PONDERADA, CAPITAL-TRABAJO

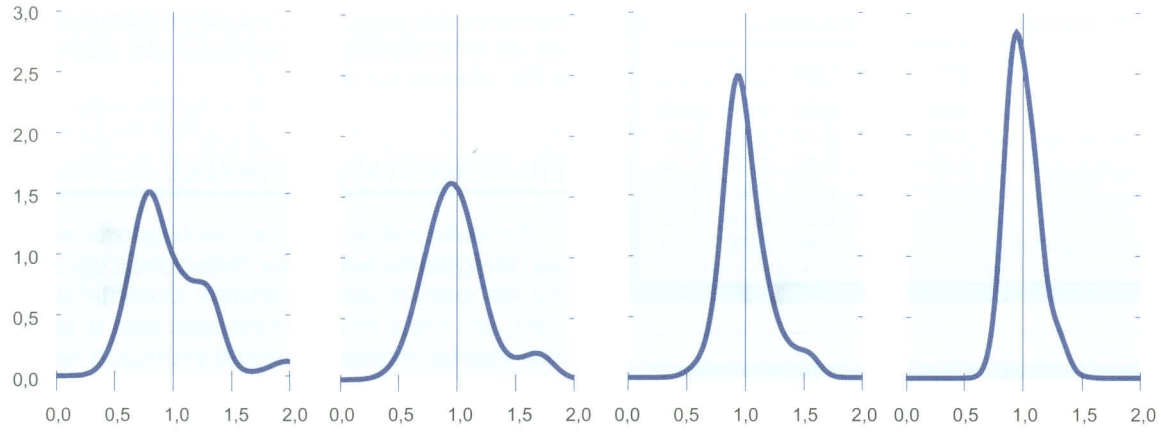
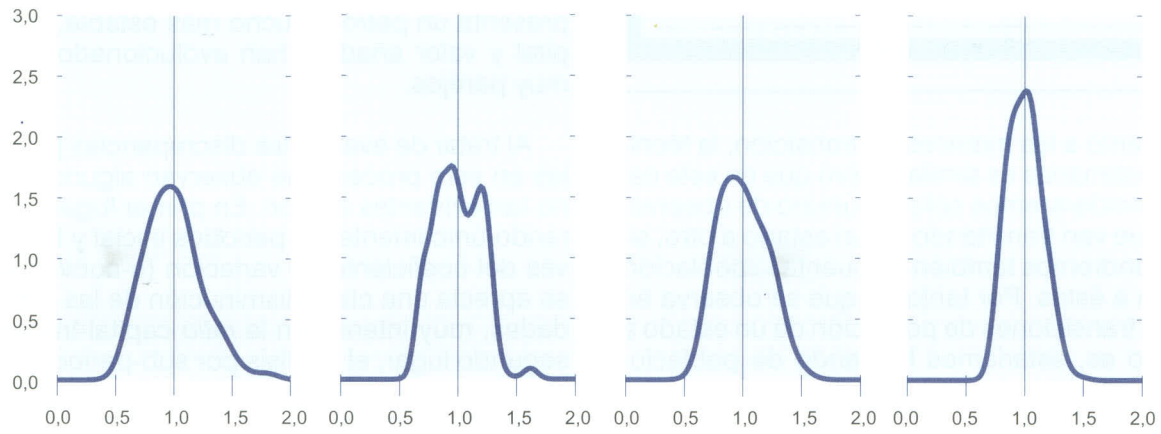


GRÁFICO 8
EVOLUCIÓN DE LA DENSIDAD NORMALIZADA PONDERADA, CAPITAL-PRODUCTO



masa probabilística más concentrada alrededor de la media ponderada. Es en esta *ratio* en la que apreciamos las mayores diferencias entre las funciones no ponderadas y las ponderadas. Por contra, la relación K/Y ponderada sólo muestra una clara reducción de las desigualdades en 1995. En el resto de años, la probabilidad está más dispersa. Presenta una clara diferencia con respecto a la no ponderada en 1975; en el caso ponderado, no se observa un fuerte pico por encima de la unidad, indicativo de que dichas provincias con K/Y por encima de la media no estaban muy pobladas.

CUADRO N.º 5

CAPITAL-TRABAJO, MATRICES PONDERADAS
(Transiciones bienales, 1965-1995)

(Población, porcentaje)	*Límite superior*				
	0,814	0,909	1,035	1,191	∞
(16,66)	0,83	0,17	0,00	0,00	0,00
(20,75)	0,03	0,81	0,16	0,00	0,00
(27,97)	0,00	0,05	0,88	0,07	0,00
(19,12)	0,00	0,00	0,13	0,87	0,06
(15,50)	0,00	0,00	0,00	0,14	0,86
Distribución ergódica	0,03	0,16	0,46	0,26	0,09

CUADRO N.º 6

CAPITAL-PRODUCTO, MATRICES PONDERADAS
(Transiciones bienales, 1965-1995)

(Población, porcentaje)	*Límite superior*				
	0,945	1,050	1,145	1,251	∞
(42,77)	0,94	0,06	0,00	0,00	0,00
(19,08)	0,10	0,77	0,13	0,00	0,00
(14,18)	0,00	0,16	0,68	0,16	0,00
(12,78)	0,00	0,00	0,18	0,72	0,10
(11,18)	0,00	0,00	0,00	0,18	0,82
Distribución ergódica	0,35	0,22	0,18	0,16	0,09

En cuanto a las matrices de transición, la técnica para estimarlas es similar, salvo que en este caso no consideraremos sólo el número de observaciones que van transitando de un estado a otro, sino que tendremos también en cuenta la población asociada a éstas. Por tanto, lo que se observa en ellas son transiciones de población de un estado a otro, esto es, estaríamos hablando de poblaciones más o menos «capitalizadas».

La visión que ofrecen (cuadros n.os 5 y 6) es similar a sus contrapartidas no ponderadas, y los límites de los estados se han escogido con el fin de llevar a cabo una comparación directa entre los dos conjuntos de resultados. En este caso, vuelven a apreciarse claras diferencias entre las relaciones capital-trabajo y capital-producto. En concreto, la intensidad de capital presenta una clara concentración de probabilidad a largo plazo (distribución ergódica) en un rango relativamente estrecho: los estados centrales (e_2, e_3 y e_4) absorben el 88 por 100 de la probabilidad (resultado de sumar 0,16, 0,46 y 0,26, cuadro n.º 5), cubriendo el rango 0,909-1,191. En el caso de la relación capital-producto —al contrario que su versión no ponderada— la probabilidad a largo plazo (distribución ergódica) se concentra fuertemente en pocos estados; los estados e_1 y e_2 absorben el 57 por 100 de la probabilidad (resultado de sumar 0,35 y 0,22, cuadro n.º 6).

VII. COMENTARIOS FINALES

En este trabajo se ha planteado el estudio de las desigualdades en las dotaciones de capital entre las provincias españolas durante el período 1965-95. Para ello, hemos aplicado a las relaciones capital-trabajo y capital-producto algunas de las técnicas desarrolladas y aplicadas recientemente al estudio de la convergencia en renta per cápita entre países o regiones.

Los resultados son múltiples, y no son exactamente coincidentes para ambas relaciones. La *ratio* capital-trabajo, cuya trascendencia viene dada por la correlación positiva que presenta con la productividad del trabajo y la productividad total de los factores, presenta un patrón claramente creciente, fruto del intenso proceso de capitalización de las provincias españolas desde los años cincuenta. Por contra, la relación capital-producto presenta un patrón mucho más estable, pues capital y valor añadido han evolucionado a ritmos muy parejos.

Al tratar de evaluar las discrepancias provinciales en este proceso, se observan algunos rasgos no tan evidentes a priori. En primer lugar, comparando únicamente los períodos inicial y final a través del coeficiente de variación (σ-convergencia) se aprecia una clara disminución de las desigualdades, muy intensa en la *ratio* capital-trabajo. En segundo lugar, el análisis por sub-períodos (a través de σ y β-convergencia) revela que las desigualdades han experimentado algunas oscilaciones, y que en el caso de la *ratio* capital-producto las desigualdades se han reducido de forma más sustancial durante la década 1985-1995.

El patrón convergente es más progresivo y, en el caso de la *ratio* capital-trabajo, más intenso si tenemos en cuenta las disparidades poblacionales entre provincias. Esta información nos la proporciona el último de los instrumentos utilizados, esto es, el análisis de la dinámica de las distribuciones a través de funciones de densidad y matrices de transición ponderadas. Estas últimas, tam-

bién en su versión no ponderada, permiten constatar que, a largo plazo, las diferencias entre provincias serán mucho menores de lo que son hoy en día.

Estas tendencias tendrán su reflejo, necesariamente, en las variables que, en última instancia, determinan las condiciones económicas de las distintas regiones. Esto es, la convergencia en las variables consideradas (especialmente en lo que se refiere a intensidad del capital) se reflejarán en la productividad del trabajo y en la productividad total de los factores. Por tanto, es de esperar que las condiciones económicas de las provincias tiendan a acercarse.

NOTAS

(*) Debo agradecer tanto los comentarios como la ayuda recibida en la elaboración del artículo de Francisco Pérez, Lorenzo Serrano y, muy especialmente, Ezequiel Uriel, así como la posibilidad de utilizar las bases de datos del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE). Todos los errores son de la absoluta responsabilidad del autor. Asimismo, desearía manifestar el agradecimiento por la ayuda financiera recibida de la Fundació Caixa Castelló, P1B98-21, y de la Generalitat Valenciana, GV99-135-2-8.

(1) Véase, por ejemplo, BAUMOL (1986), WOLFF (1991) o BAUMOL *et al*. (1989).

(2) Véanse, por ejemplo, MAS *et al*. (1994), DOLADO *et al*. (1994), GARDEAZÁBAL (1996), LAMO (2000), RAYMOND y GARCÍA GRECIANO (1994), o PÉREZ (2000).

(3) A lo largo de este articulo, se ha prescindido del sector de energía debido a que en éste se efectúan inversiones concretas de una gran magnitud, pero cuyo efecto económico en las provincias en que se realizan puede ser muy limitado. Así, la construcción de una central nuclear, como ha sido el caso de Guadalajara o Tarragona, aumenta por sí sola, y de forma notable, la divergencia entre el *stock* de capital entre las provincias españolas cuando en dicho *stock* se incluye el capital del sector energético.

(4) Para ser más precisos, la velocidad de convergencia en términos anuales sólo podría obtenerse al estimar la ecuación:

$$\frac{1}{T}\log\left(\frac{y_{ij,t+T}}{y_{ij,t}}\right) = a - \left(\frac{1-e^{-\beta T}}{T}\right)\log\left(y_{ij,t}\right) + u_{ij,t,t+T} \qquad [2]$$

Sin embargo, esta ecuación viene de un modelo de crecimiento (Barro y Sala-i-Martin, 1992) y su extensión a otras variables distintas de renta per cápita podría presentar dificultades. Hemos considerado más conveniente limitarnos a la estimación de la ecuación [1].

(5) Uno de los primeros, si no el primero, en llevar a cabo esta crítica fue QUAH (1993a, b).

(6) Lo que en estadística se conoce como *random fields*.

(7) SILVERMAN (1986), SIMONOFF (1996), y WAND y JONES (1995) proporcionan excelentes ilustraciones.

(8) Éste es un ejercicio que permite corregir el efecto sobre cada provincia del comportamiento de la variable para el conjunto del país, que puede presentar oscilaciones generalizadas.

(9) Provincias con mayor intensidad del capital que la media.

(10) Resultado de utilizar 15 transiciones, 50 provincias y 2 ciudades autónomas.

(11) Algunos detalles técnicos relativos a las matrices de transición vienen recogidos en el anexo.

(12) Véase, como referencias básicas, ATKINSON (1970) o SEN (1973).

(13) Existe otra posibilidad, consistente en aplicar ponderaciones en el análisis de σ y β-convergencia. Pero, precisamente por las ventajas que el análisis de las distribuciones posee respecto a estos dos indicadores, hemos preferido circunscribir el análisis ponderado al segundo grupo de técnicas empleadas. En cualquier caso, puede verse GOERLICH (1998 y 1999).

BIBLIOGRAFÍA

ATKINSON, A. B. (1970), «On the measurement of inequality», *Journal of Economic Theory*, 3: 244-263.

BARRO, R. J., y X. SALA-I-MARTIN (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100, 2: 223-251.

BAUMOL, W. J. (1986), «Productivity growth, convergence, and welfare: What the longrun data show», *American Economic Review*, 76, 5: 1072-1085.

BAUMOL, W. J.; S. A. BATEY BLACKMAN, y E. N. WOLFF (1989), *Productivity and American Leadership. The Long View*, The MIT Press, Cambridge, Massachussets.

DOLADO, J. J.; J. M. GONZÁLEZ-PÁRAMO, y J. M. ROLDÁN (1994), «Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica», *Moneda y Crédito*, 198.

GARDEAZÁBAL, J. (1996), «Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-1991», *Investigaciones Económicas*, 20, 2: 263-269.

GOERLICH, F. J. (1998), «Desigualdad, diversidad y convergencia: (algunos) instrumentos de medida», Inf. téc., IVIE.

— (1999), «Desigualdad, diversidad y convergencia: (más) instrumentos de medida», Inf. téc., IVIE.

GOERLICH, F. J.; M. MAS, y F. PÉREZ (1996), *Capitalización y crecimiento en España y sus regiones 1955-1995*, Documenta, Fundación BBV, Bilbao.

JORGENSON, D. W., y K. J. STIROH (1995), «Computers and growth», *Economics of Innovation and New Technology*, 3, 3-4: 295-316.

— (1999), «Information technology and growth», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 89, 2: 109-115.

— (2000a), «Raising the speed limit: U.S. economic growth in the information age», *Brookins Papers on Economic Activity*, 0, 1: 125-211.

— (2000b), «U.S. economic growth at the industry level», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 90, 2: 161-67.

LAMO, A. (2000), «On convergence empirics: Some evidence for Spanish regions», *Investigaciones Económicas*, 24: 681-707.

MAS, M.; J. MAUDOS; F. PÉREZ, y E. URIEL (1994), «Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, 4, 2: 129-148.

MAS, M.; F. PÉREZ, y E. URIEL (1996), *El* stock *de capital en España y sus comunidades autónomas*, tomo I-III, Fundación BBV, Bilbao, 2ª edición.

MAS, M.; F. PÉREZ (directores); F. J. GOERLICH; J. MAUDOS; J. M. PASTOR; L. SERRANO, y E. TORTOSA-AUSINA (2001), *Capitalización y crecimiento de la economía española (1970-1997): Una perspectiva internacional comparada*, Fundación BBV, Bilbao.

MAUDOS, J.; J. M. PASTOR, y L. SERRANO (1998), «Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad», *Revista Española de Economía*, 15, 2: 235-264.

— (2000), «Crecimiento de la productividad y su descomposición en progreso técnico y cambio de eficiencia: Una aplicación sectorial y regional en España (1964-93)», *Investigaciones Económicas*, 24, 1: 177-205.

PÉREZ, P. (2000), «Dinámica de las regiones en España (1955-1995)», *Revista de Economía Aplicada*, 8: 155-173.

QUAH, D. T. (1993a), «Empirical cross-section dynamics in economic growth», *European Economic Review*, 37: 426-434.

— (1993b), «Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 4: 427-443.

RAVALLION, M., y Q. WODON (1999), «Poor areas, or only poor people?» *Journal of Regional Science*, 39, 4: 689-711.

RAYMOND, J. L., y B. GARCÍA-GRECIANO (1994), «Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 59: 37-58.

SEN, A. (1973), *On Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.

SILVERMAN, B. W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Londres.

SIMONOFF, J. S. (1996), *Smoothing Methods in Statistics*, Springer, Nueva York.

STIROH, K. J. (1998), «Computers, productivity, and input substitution», *Economic Inquiry*, 36, 2: 175-191.

WAND, M. P., y M. C. JONES (1995), *Kernel Smoothing*, Chapman and Hall, Londres.

WILLIAMSON, J. G. (1991), «Productivity and American leadership: A review article», *Journal of Economic Literature*, 29: 51-68.

WOLFF, E. N. (1991), «Capital formation and productivity convergence over the longterm», *American Economic Review*, 81, 3: 565-579.

ANEXO

FUNCIONES DE DENSIDAD Y MATRICES DE TRANSICIÓN: ASPECTOS TÉCNICOS

A.1. Funciones de densidad

La estimación no paramétrica de funciones de densidad a través del suavizado *kernel* se basa en la estimación de la siguiente función:

$$\hat{f}_j(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) \qquad [3]$$

donde n sería el número de provincias, v_{ij} cada una de las observaciones que toma la variable j (capital-trabajo o capital-producto) y h el parámetro de suavizado. La variable v_{ij} corresponde a cada una de las relaciones de capital normalizadas, esto es, divididas por la media (ponderada) (1).

Asimismo, K es una función *kernel* que cumple:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(t)dt = 1 \qquad [5]$$

La elección del *kernel* puede recaer sobre distintas alternativas (2). La nuestra ha sido el *kernel* gaussiano, que en el caso univariante que nos ocupa responde a la expresión:

$$K(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} \qquad [6]$$

En nuestro caso concreto, tendríamos:

$$K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right)^2} \qquad [7]$$

Y, por tanto,

$$\hat{f}_j(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right)^2} \qquad [8]$$

A.2. Matrices de transición

En cuanto a las matrices de transición, cada una de las celdas correspondería a la expresión:

$$p_{ij} = \frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T-1} \frac{N_{ij,t}}{N_{i,t}} \qquad [9]$$

donde T sería el número de años de la muestra, si bien al considerar transiciones bienales será menor (T=15), $N_{ij,t}$ el número de provincias que transitan durante un período del estado i al estado j, y $N_{i,t}$ sería el número total de provincias que empezaron el período en el estado i.

A.3. Funciones de densidad ponderadas

En lo que se refiere a las funciones de densidad ponderadas, la ecuación [3] se convierte en:

$$\hat{f}_j(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} \omega_i K\left(\frac{x - v_{ij}}{h}\right) \qquad [10]$$

donde ω_i representa el porcentaje de población de la provincia i respecto a la población total del país.

NOTAS DEL ANEXO

(1) Es decir, se tendría que:

$$v_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} \omega_i y_{ij}} \qquad [4]$$

siendo W_i el porcentaje de población de la provincia i con respecto al total.

(2) Por ejemplo, el de Epanechnikov, el triangular, el gaussiano, el rectangular, etc. Dado que la eficiencia que presenta cada uno de ellos está siempre alrededor del 90 por 100, la elección debe basarse en otras consideraciones, como la facilidad de cálculo. En cualquier caso, la elección realmente relevante es la del h óptimo, cuestión que abordamos más adelante.

Resumen

Existe un reconocimiento en la literatura sobre crecimiento económico respecto al papel del capital como determinante del progreso de los países y regiones. Esta capitalización se ha producido de manera intensa en España desde los años cincuenta hasta hoy. En este trabajo, nos planteamos cuál ha sido la trayectoria de dos de las variables que vinculan más estrechamente los procesos de capitalización a los procesos productivos, esto es, las relaciones capital-trabajo y capital-producto, para las provincias españolas. Para ello, se recurre a algunas de las técnicas más profusamente utilizadas en el estudio de la convergencia y la desigualdad. Los resultados indican que existe una tendencia hacia la eliminación de las desigualdades entre provincias, y que ésta se ve acentuada al controlar por las distintas poblaciones en cada una de ellas.

Palabras clave: convergencia, función de densidad, intensidad del capital, matriz de transición, productividad.

Abstract

The literature on economic growth acknowledges the role of capital as a determining factor in the progress of countries and regions. This capitalisation has taken place intensely in Spain from the fifties up to the present day. In this article we consider what the course has been of two of the variables that link capitalisation processes most closely to productive processes, i.e. capital-labour and capital-product relations, for the Spanish provinces. To this end, we resort to some of the most widely used techniques in the study of convergence and inequality. The results indicate that there is a trend towards the elimination of inequalities between provinces and that this is even more pronounced on being monitored by the different populations in each of them.

Key words: convergence, density function, capital intensity, transition matrix, productivity.

JEL classification: C14, D3, E22, O15, R12.

III. POLÍTICAS DE REDISTRIBUCIÓN

EFECTOS DISTRIBUTIVOS DEL GASTO PÚBLICO EN ESPAÑA

Manuel JAÉN
Agustín MOLINA

I. INTRODUCCIÓN

EL análisis de los efectos económicos del proceso de ingresos y gastos públicos sólo en años relativamente recientes ha acaparado la atención de los hacendistas. Dicha atención ha estado referida, fundamentalmente, al lado de los ingresos. Ha habido que esperar al último tercio del siglo XX para que los manuales de Hacienda Pública reflejaran un interés claro por el estudio de los efectos y consecuencias de la vertiente de los gastos públicos. Fue la seminal aportación de Musgrave, en el campo de los efectos económicos —y en concreto redistributivos— del Presupuesto, la que sentó las bases firmes de lo que se ha de entender por incidencia. En efecto, define Musgrave (1959) la incidencia como «los cambios originados por un determinado instrumento de la Hacienda Pública en la distribución de la renta real para uso privado». Hubo estudios anteriores a 1959 sobre los efectos redistributivos de los ingresos y gastos públicos, pero fue a partir de esa fecha cuando éstos recibieron un gran impulso, tanto en el desarrollo de un corpus teórico como en la realización de estudios empíricos (1).

En principio, puede enfocarse el estudio de la redistribución de la renta a través de los ingresos y gastos públicos desde cuatro puntos de vista: personal, espacial, sectorial y funcional. En la práctica, sin embargo, sólo los dos primeros enfoques han ocupado a los analistas. Ello debido a que son los más relevantes y significativos y, por tanto, son los que han recibido la atención de prácticamente todos los estudios que se han realizado en España (2). Por otra parte, es para estos enfoques para los que se ha realizado análisis teórico y metodológico de importancia.

Los trabajos empíricos pioneros sobre la incidencia presupuestaria en la redistribución de la renta se remontan a los años cincuenta: Adler (1951), Tucker (1954) y Conrad (1954). Aparte de los trabajos citados más adelante, son de gran importancia, por su influencia en los análisis posteriores, los de Gillespie (1965), Bishop (1967) y Musgrave, Case y Leonard (1974). El primer trabajo realizado en España, referido a la incidencia del gasto público es el de Molina (1983) (3). La realización de análisis sobre la distribución espacial del gasto se remonta al trabajo de Selma (1957). Sin embargo, es el estudio de Catsambas (1978) el que realiza una sistematización de los criterios de asignación territorial, estableciendo una metodología que, en conjunto, se deriva de las pautas ya establecidas para la asignación personal. En nuestro país, el trabajo de Castells (1979) inicia el estudio de distribución geográfica de los ingresos y gastos públicos aplicando la teoría y la metodología de la incidencia, e iniciando una importante serie de estudios para el conocimiento de la balanza fiscal española (4).

Con independencia de que se haya mantenido el interés por realizar estudios empíricos, desde prácticamente los años setenta han cesado de realizarse avances teóricos de consideración. La mayor preocupación por los objetivos de eficiencia frente a los de equidad en los estudios de economía del sector público ha conducido, en parte, a este abandono. Por otro lado, en buena medida ha cambiado el objeto de análisis. Frente a los estudios genéricos de incidencia, el punto de mira se ha situado en cuestiones más específicas, fundamentalmente en el estudio de la pobreza con todas sus implicaciones distintas de la intervención presupuestaria (Ng, 2000; Ayala, 2000). Esta cierta desconfianza en las posibilidades del sector público para atenuar la desigualdad social se deriva de la relativamente escasa eficacia del mismo en la lucha contra la pobreza, y de que la cobertura de las necesidades sociales vía bienes preferentes se ha generalizado en los países desarrollados, alcanzando a la totalidad de la población. Además, se confía crecientemente en las posibilidades del desarrollo económico como medio de mejorar la redistribución de la renta (Aghion, Caroli y García Peñalosa, 1999). De aquí, la preocupación actual por el análisis de programas específicos y el estudio de si realmente los beneficiarios de dichos programas son sus receptores reales (Lanjouw y Ravallion, 1999).

En las páginas que siguen se hace un repaso, obligadamente breve, de los planteamientos metodológicos realizados para la asignación personal y espacial de los gastos públicos, y en el apartado III, se analizan los principales resultados empíricos obtenidos en los análisis realizados en nuestro país. El trabajo finaliza con las conclusiones más relevantes.

II. ANÁLISIS DE LA REDISTRIBUCIÓN A TRAVÉS DEL GASTO PÚBLICO

1. Redistribución personal

El estudio de la incidencia del gasto público ha de encuadrarse dentro del marco general de análisis de la incidencia presupuestaria neta, que pretende medir los cambios registrados en la renta real de los individuos o economías domésticas —incluida en la misma la renta equivalente derivada del disfrute de los bienes y servicios públicos— producidos como consecuencia de la actividad presupuestaria. La correcta y detallada medición de la incidencia neta o global requiere que ésta sea desglosada en sus principales componentes. Así, McLure (1974) separa los efectos distributivos presupuestarios en tres grupos: incidencia impositiva, incidencia del gasto e incidencia del beneficio. Meerman (1978), por su parte, prefiere reclasificar estos efectos en otros tres conceptos que, aun conservando en algún caso la misma terminología que la clasificación anterior, tienen un contenido distinto: incidencia de los impuestos, incidencia del beneficio del gasto público e incidencia residual derivada de los cambios en los precios relativos, en las técnicas o en el nivel de producción.

Uno o varios de esos componentes se referirán a los efectos distributivos de los gastos públicos, sobre cuya definición también ha habido controversia y, por tanto, enfoques diferentes. De Wulf (1981) ha señalado cómo en los estudios sobre los efectos distributivos del gasto público se han seguido cuatro enfoques distintos, a los que corresponden otros tantos conceptos de incidencia: incidencia impacto, incidencia normativa o legal, incidencia del gasto e incidencia del beneficio. El enfoque de la incidencia impacto asigna el coste del desembolso gubernamental entre los que lo perciben directamente. El segundo caso avanza un paso sobre el anterior y analiza en beneficio de quién se realizan los gastos, sin preguntarse cómo valoran dichos gastos sus beneficiarios. El tercer caso trata los efectos distributivos de los gastos públicos sobre los precios de los factores y productos, pero continúa expresándolos en términos de renta. Por fin, el cuarto intenta medir cómo los gastos públicos afectan al bienestar de los beneficiarios y expresa sus resultados en términos de la utilidad que a éstos reporta. En realidad, estas cuatro interpretaciones no son excluyentes entre sí, al proporcionar cada una de ellas respuestas a preguntas distintas. Bajo esta perspectiva, todos estos enfoques poseen sus limitaciones y sus ventajas, y los estudios empíricos sobre los efectos distributivos del gasto público, sopesando las insuficiencias y defectos de los enfoques más simplistas, pero también los problemas metodológicos y estadísticos de los más complicados, han propendido a buscar una solución pragmática o de compromiso, adoptando elementos de cada uno de esos cuatro planteamientos (LeGrand 1982 y 1984).

En el análisis de la incidencia impacto se enfatiza sobre quiénes reciben los pagos realizados por el gobierno. Un desembolso monetario dado se considera como un flujo monetario recibido por individuos particulares o regiones. Por definición, este enfoque tiene que identificar los beneficios como iguales a los costes (5). Se centra en los pagos a los factores de los servicios gubernamentales más que en los servicios o los productos mismos.

Cuando el gasto público se destina a satisfacer necesidades que no son provistas adecuadamente por el mercado, este análisis es inútil porque excluye de su punto de vista a los beneficiarios últimos de los bienes públicos. Por tanto, sólo es apropiado en los pagos de transferencia porque en este único caso el impacto del gasto público recae directamente sobre sus beneficiarios, y los costes son una buena indicación de los beneficios siempre que dichas transferencias se realicen efectivamente sobre individuos o familias.

Aparte de su relevancia en estos limitados casos, este enfoque puede ser interesante cuando el análisis se centra en conocer cuánto obtienen determinadas regiones, sectores o grupos sociales.

Obviamente, la incidencia impacto ignora los efectos distributivos producidos por los cambios en los precios relativos de factores y productos originados por la actuación de los gastos públicos que, como veremos, constituyen el objeto central de la incidencia del gasto.

La mayoría de los estudios de la incidencia de los desembolsos presupuestarios entran en la segunda categoría. El intento de estimar en beneficio de quién se realizan los gastos establece que este enfoque provee respuestas útiles, dado que los beneficios de estos gastos deben igualarse a sus costes de producción. Esta hipótesis se consideraba inevitable particularmente para los bienes públicos tradicionales, dado que no se podía conocer un mecanismo que fuera similar al del mercado. Con respecto a otros bienes públicamente provistos, esta hipótesis implica la adopción del

mercado como medida de los beneficios, estableciendo similitud en la productividad entre los sectores público y privado (6). Como resultado de ello, los beneficios de los gastos en defensa, sanidad, educación, carreteras, etc., han tenido que ser asignados necesariamente según su coste de producción, con independencia de que los beneficiarios hayan obtenido un valor mayor o menor que el coste de provisión del bien o servicio.

Con este enfoque no se tienen en cuenta los problemas del rendimiento de las inversiones, de la eficiencia en la provisión de bienes públicos, del exceso de oferta o de demanda, y si los bienes públicos que se ofrecen se corresponden con los deseos de los ciudadanos (de Wulf, 1981). La determinación de quiénes se benefician de los gastos públicos y qué parte del gasto público total puede considerarse bien público son los dos principales problemas con que se enfrenta este enfoque. Pese a ello, tiene diversos rasgos atractivos. Fue el método utilizado por los primeros trabajos empíricos (Gillespie, 1966), y muchos trabajos posteriores lo han imitado, con lo que el sistema ha ido adquiriendo cierta respetabilidad. Es el mismo caso que ocurrió con los estudios de incidencia impositiva en que se adoptaron rápidamente los criterios establecidos en el primitivo trabajo de Musgrave y otros (1951). Un segundo rasgo de interés es que esta metodología es consistente con el análisis de la incidencia impositiva en la que cada pago fiscal reduce renta de los individuos en una cantidad igual al importe de dicho desembolso. En tercer lugar, este método puede considerarse como una primera aproximación para conocer a los beneficiarios del gasto gubernamental y puede servir de guía para los políticos, ya que revela si el dinero que se gasta va a parar a aquellos estratos económicos que más lo necesitan (Jallade, 1974, y Hansen y Weisbrod, 1969), y un primer paso para ello es reunir información relativa a la distribución de los costes públicos entre los beneficiarios.

El principio del beneficio «implica que los pagos para la compra de servicios a los oferentes de los factores por parte del gobierno produce beneficios que deben ser atribuidos a los beneficiarios, pero que no provee beneficios a los receptores de las rentas factoriales per se (...). Pero una adopción ciega de esta metodología puede llevar a conclusiones bastante erróneas» (McLure, 1988). Cuando para producir un determinado bien o servicio se utiliza más factor trabajo del realmente necesario, «es inapropiado asignar todo el coste gubernamental a los beneficiarios de los bienes o servicios públicos. Podría ser más adecuado atribuir al menos parte de los sueldos y salarios a los trabajadores subsidiados excedentes como pagos de transferencia y asignarlos, a efectos del análisis, a los propios trabajadores» (McLure, 1988).

1.1. *Problemas metodológicos*

Tres problemas metodológicos básicos afronta la medición de los efectos distributivos del gasto público:

— Delimitación de las diferentes clases o categorías de gastos públicos según la posibilidad de su atribución individual, o divisibilidad.

— Establecimiento de los criterios de distribución o imputación de los gastos públicos.

— Valoración de los bienes y servicios públicos por parte de sus beneficiarios.

El primer conjunto de problemas plantea como principal dificultad la de determinar y ponderar las externalidades presentes en los bienes y servicios suministrados o financiados por el sector público. El segundo grupo de problemas se refiere a los criterios de atribución de los beneficios de los gastos públicos. El estudio de esta cuestión se aborda considerando separadamente los gastos públicos en bienes y servicios divisibles e indivisibles. Dentro de esta área de problemas hay que tener en cuenta la diferenciación entre los bienes públicos de consumo final y los bienes públicos intermedios, el diverso tratamiento que hay que dar a los gastos corrientes y a los de inversión, y las críticas que se realizan a la elección entre posibles criterios alternativos.

El tercer problema metodológico fundamental es el de la valoración que ha de realizarse de los beneficios obtenidos por los particulares del consumo de bienes y servicios públicos. La cuestión más importante a investigar es la de la posible disparidad entre la valoración realizada por las personas de los bienes y servicios públicos y el coste de esos mismos bienes y servicios, y hasta qué punto esas discrepancias son relevantes para el estudio empírico de la incidencia del gasto público. A este respecto LeGrand (1984) sostiene que la mejor medida de la valoración de la prestación del servicio por parte del beneficiario es la de considerar el excedente del consumidor. Como los más ricos obtienen mayor excedente del consumidor que los pobres, los beneficios del gasto público aumentarán conforme lo hace la renta. Por su parte,

Lambert (1989) sostiene que «dado que factores distintos de la renta pueden afectar a las preferencias por los bienes públicos o privados, a personas con igual renta no necesariamente se les debe atribuir idénticos beneficios de la provisión pública. Además, junto a estas cuestiones, es necesario hacer distinción expresa entre el gasto en bienes y servicios reales y el gasto de transferencias». Una análisis detallado de este conjunto de problemas puede verse en Medel, Molina y Sánchez (1992).

Los criterios de atribución generalmente usados en este trabajo están basados en el principio del beneficio. Sin embargo, algunas veces se utiliza el enfoque de la incidencia impacto (Medel, Molina y Sánchez, 1990).

1.2. *Criterios de imputación del gasto*

A) GASTO EN TRANSFERENCIAS

Este tipo de gasto es el que menos problemas plantea, pues los beneficiarios de los mismos son directamente los individuos, hogares o familias perceptoras. El valor a imputar es el valor monetario de las transferencias consideradas. Este criterio es concordante con las detracciones impositivas.

B) GASTO EN BIENES DIVISIBLES

En la imputación de los gastos divisibles debemos resolver los siguientes problemas (Ayala y Martínez, 1991):

— Diferenciar los diversos componentes de gasto de las funciones que se quieren imputar, teniendo en cuenta el distinto carácter que dichos componentes tienen para sus beneficiarios.

— Definir los grupos de beneficiarios y el grado en que se benefician del gasto.

— Asignar los beneficios a cada grupo, según reglas que tengan en cuenta la información relevante disponible.

— Distinguir los grupos de beneficiarios por estratos de renta (u otros criterios posibles) basándonos en la información aportada por las estadísticas generales de renta y consumo (como las de presupuestos familiares) y estudios concretos sobre la distribución por niveles de renta de algunos grupos.

C) GASTO EN BIENES PÚBLICOS INDIVISIBLES

Desde el punto de vista teórico, los estudios se han dirigido hacia la búsqueda de esquemas que permitiesen conocer la revelación de las verdaderas preferencias hacia los bienes públicos. Estos estudios intentan conocer cómo los individuos pueden mostrar sus verdaderas preferencias cuando generalmente su interés radica en ocultarlas para reducir su carga impositiva. En cualquier caso, «todo este edificio teórico es inabordable en la práctica» (7).

Desde el planteamiento empírico, hay que destacar tres diferentes aproximaciones para imputar los beneficios derivados de los bienes públicos indivisibles (Maital, 1979; Pfaff y Assam, 1978, y, Greene, 1973): asignación de los beneficios mediante las hipótesis consideradas como más adecuadas; inferencia de la demanda de bienes públicos según el comportamiento electoral o aplicando el teorema del votante mediano, y método basado en datos de entrevistas y encuestas de opinión pública.

a) *Asignación de los beneficios mediante las hipótesis consideradas como más adecuadas.*

Ante la ausencia de postulados teóricos firmes, los diversos autores que han realizado estudios empíricos han adoptado diversos criterios entre los que destacamos, como más usuales, los siguientes:

• Tomar el gasto general como común para toda la sociedad, en línea con la consideración de los bienes intermedios, con lo que el gasto general sería omitido en el cálculo del impacto redistributivo de los gastos gubernamentales. Esta posición (Bird, 1980, y Nissel y Peretz, 1976) entiende que, al no ser posible establecer unas bases razonables para la asignación de este tipo de gasto, no procede realizar su asignación.

De igual modo se pronuncia Meerman (1980), estableciendo que el gasto público en casi todos los bienes indivisibles viene a satisfacer unas necesidades colectivas de la imperfecta comunidad política. Esto le lleva a afirmar que no forman parte de la función de utilidad de las familias y que deben ser considerados bienes intermedios, esto es, que son *inputs* para otras producciones. Estos gastos, desembolsos para seguridad —interna y

externa— y administración son peculiares «bienes intermedios».

La importancia de esta consideración radica en que los bienes intermedios posiblemente no puedan ser imputados directamente a los diferentes estratos de renta según un modelo uniforme, sino que, presumiblemente, su atribución se deba realizar como si se tratara de gastos en bienes y servicios específicos que serían asignados a las diferentes categorías de renta según su participación en los mismos.

Evidentemente, la consideración de qué gastos se destinan a bienes intermedios y cuáles a productos y servicios finales depende, en buena medida, de los criterios del analista.

Los pioneros del estudio de este problema (Nordhaus y Tobin, 1970), consideran que muy poco gasto gubernamental en bienes y servicios puede ser considerado consumo, ya que la mayor parte de los desembolsos públicos son o *inputs* intermedios (como gastos generales e higiene) o inevitables (defensa nacional o asuntos exteriores). Con respecto a los gastos de defensa, estos autores opinan que «ningún país compra defensa nacional como fin en sí, sino que si no hubiera guerra o riesgo de guerra, no se necesitarían gastos de defensa y nadie se sentiría peor sin ellos» (Catsambas, 1978). No obstante, estas actividades, junto a otras como pueden ser la investigación espacial y los asuntos internacionales, permiten en muchos casos no sólo consumo en sentido económico, «sino también consumo de bienes intangibles como libertad, prestigio y poder».

Para Catsambas, por ejemplo, sólo los gastos para el gobierno general y para el mantenimiento de los recursos naturales pueden ser clasificados claramente como productos intermedios o *inputs*. Estos gastos no implican una utilidad directa para las familias, sino que suponen costes sociales necesarios para todos en un complejo estado industrial. Son desembolsos instrumentales que proveen de la estructura suficiente para el mantenimiento de la sociedad.

• Un segundo criterio, en la línea de pensamiento de Adam Smith, considera que estos gastos se distribuyen de manera proporcional a la renta familiar o personal. «La base de este procedimiento es que las personas se benefician de la protección gubernamental contra el incumplimiento de las leyes en proporción a lo que han de proteger, es decir, en proporción a las actividades generadoras de renta y/o riqueza» (de Wulf, 1975).

• El tercer criterio consiste en considerar que todas las familias se benefician por igual de los gastos generales de gobierno (Brennan, 1976 y 1981, y Catsambas, 1980), de modo que éstos se imputan a las familias. En algunos estudios se ha utilizado esta regla en combinación con la anterior (Dodge, 1975; Foxley, Aninat y Arellano, 1977, 1979 y 1981, y Snodgrass, 1974). Así se hace, por ejemplo, en un estudio referido a Chile, en el que la asignación se realiza bajo dos alternativas:

— Asignar los gastos generales del Estado (defensa, justicia, policía, asuntos exteriores, etc.) en proporción a la renta de las familias.

— Asignar los gastos generales en términos por familia, esto es, según el número de familias de cada estrato de renta (Foxley, Aninat y Arellano, 1979).

Otro tanto cabe decir de un trabajo empírico de Snodgrass (1974) que atribuye los gastos públicos indivisibles a sus beneficiarios en igual cantidad per cápita, reconociendo que es una regla arbitraria.

• Asignar los gastos en bienes y servicios indivisibles asumiendo la existencia, para todos los niveles de renta, de una particular función de utilidad para bienes públicos y privados, atribuyendo el gasto sobre la base de la utilidad marginal de los bienes públicos que se pueda derivar de esta función de utilidad. Esto es lo que hacen Aaron y McGuire (1970), quienes establecen un modelo en el cual los beneficios se asignan según un teorema que imputa a cada familia una fracción del gasto público indivisible total, en proporción al recíproco de su utilidad marginal del gasto en bienes privados.

Todos los estudios de incidencia fiscal se apoyan en cierta medida en unas proposiciones comunes. Así, en los enfoques expuestos, se pueden observar varios caracteres comunes:

1) La renta proporciona una cierta cantidad de utilidad a su perceptor. Evidentemente, esto equivale a la identificación del bienestar de las familias o las personas con su renta, lo que en realidad es una aproximación a un concepto intrínsecamente inmedible.

2) Los beneficios obtenidos del gasto público pueden expresarse en términos monetarios y compararse o añadirse a la renta privada.

3) El concepto que se considere de renta también puede influir en los resultados del análisis (renta disponible, renta imponible, renta monetaria, etcétera).

Aquí se vuelve a plantear con toda crudeza el problema antes citado de la consideración de los gastos públicos como realizados en bienes y servicios que pueden considerarse como bienes finales, o si algunos de ellos han de ser considerados bienes intermedios que sirven de *input* para la producción de bienes finales.

4) La atribución de los bienes públicos generalmente se realiza para un año dado, a fin de hacerla compatible con el concepto de renta anual e impuestos anuales. Por eso, esta imputación puede estar sujeta a la misma crítica que se aplica a todas las medidas de distribución de la renta para un año concreto y su utilización como medida para juzgar la equidad de los modelos de distribución, esto es, que los beneficios no tienen en cuenta la situación de sus perceptores. «Un análisis que no tiene en cuenta, por ejemplo, los cambios en la estructura socioeconómica de la población —incluyendo el análisis de la edad— puede llevar a erróneas conclusiones sobre la distribución de los beneficios de las actividades públicas» (Pfaff y Assam, 1978).

Para que los efectos distributivos intertemporales de los gastos públicos pudieran ser asignados de la manera más idónea, sería necesario imputaciones que tuviesen en cuenta el ciclo vital.

b) *Inferencia de la demanda de bienes públicos según el comportamiento electoral o aplicando el teorema del votante mediano.*

Según este modelo, los candidatos triunfantes proponen programas que alinean el coste impositivo marginal del votante mediano con su beneficio marginal, de manera que se puedan inferir los beneficios de la estructura presupuestaria.

El teorema es aplicable a cualquier número impar de votantes; en caso de grandes cantidades pares, la más ligera inexactitud generada por la posibilidad de empate resulta insignificante (Tullock, 1979).

c) *Método basado en datos de entrevistas y encuestas de opinión pública.*

Este modelo intenta evaluar la diferencia entre la unidad monetaria marginal de beneficio que un individuo obtiene del incremento en una unidad gastada en un determinado programa y el coste impositivo marginal que tal unidad le reporta. A esta diferencia se le llama beneficios netos marginales percibidos (Maital, 1979).

De entre las tres diferentes aproximaciones para la atribución de los gastos en bienes y servicios indivisibles que se han relacionado, es el primer planteamiento, el de la asignación de los beneficios mediante las hipótesis consideradas más adecuadas, el que ha dado lugar a desarrollos empíricos relevantes. De las opciones planteadas, es la de la asunción de una particular función de utilidad la que requiere algún desarrollo.

Aaron y McGuire (1970) parten de la siguiente pregunta: ¿cómo podría imputarse el valor de los bienes públicos a las familias? Para responder a ella consideran un modelo en el que los productos puedan ser bienes privados puros (sin ninguna externalidad) o bienes públicos puros, todos los cuales entran en la función de utilidad de cada individuo. Se supone que una parte de los recursos de la comunidad son detraídos vía impuestos y destinados a la producción de bienes públicos. La distribución resultante del consumo de bienes públicos y privados se puede analizar en dos etapas sucesivas:

a) Redistribución implícita de bienes privados o de renta mediante impuestos y transferencias.

b) Compra de bienes públicos pagados por otros impuestos exaccionados sobre cada familia a un tipo igual a su relación marginal de sustitución entre bien privado y bien público (8).

Este planteamiento se sustenta en la hipótesis de que los gastos relacionados con los bienes públicos son eficientes en su sentido habitual: la suma de las relaciones marginales de sustitución de todas las familias entre bienes públicos y la renta (considerándose al conjunto de bienes privados como numerario) es igual al coste marginal del bien público. Se supone que cada familia paga un impuesto igual a cierta fracción de los gastos públicos, siendo t^i el importe que cada familia paga por unidad de bien público. En general, la condición para la asignación eficiente de recursos para los bienes públicos no requiere que el precio-impuesto o unidad impositiva asignada a cualquier familia iguale a su relación marginal de sustitución (McGuire y Aaron, 1969, y Samuelson, 1969). Sólo se necesita que $\Sigma t^i = \Sigma RMS^i = CMa$, siendo RMS^i = relación marginal de sustitución

entre bien público y privado y CMa el coste marginal de producción del bien público. En el caso en que la RMS de cualquier familia *i* coincida con el impuesto pagado por unidad de bien público, $RMS^i = t^i$, nos encontramos ante la solución de Lindahl (McGuire y Aaron, 1969). Así pues, «aunque la solución de Lindahl no es necesaria, sí es suficiente para la eficiencia en el gasto» (McGuire y Aaron,1969).

De este modo, el valor renta del bien público para cada familia es igual al producto de su RMS por el importe del bien público. Relación análoga a la igualdad entre el valor renta de un bien privado y el número de veces su RMS a la que el consumidor iguala el precio cuando maximiza su utilidad. Por eso, si t^i es menor (mayor) que la RMS^i, la familia valora el bien público más (menos) que el impuesto que actualmente desembolsa como su participación en el coste. Por supuesto, este valor no mide los beneficios totales obtenidos por cada familia de la producción de bienes públicos, pues estos beneficios incluyen no sólo la utilidad marginal imputable a cada unidad de bien público, sino también el excedente del consumidor en las unidades inframarginales del bien público. De aquí que la diferencia entre las RMS de las familias y el impuesto que actualmente se paga represente el efecto completo de redistribución de la renta de la oferta de bien público. Y la decisión de producir una determinada cantidad de bien público y de recaudar a unos determinados tipos impositivos debe ser mirada, primero, como una decisión para redistribuir la renta por la diferencia antes mencionada, y después, para establecer otro esquema de tipos impositivos, tal que $t^i = RMS^i$, para cada familia acordes con la cantidad de bien público total ofrecido. Una vez que se han realizado las transferencias redistributivas, no se produce ninguna redistribución de la renta adicional, dado que cada familia desembolsa en impuestos un importe igual al valor del bien recibido, lo mismo que ocurre en los mercados privados.

Siguiendo con este argumento, está claro que si se oferta demasiado o poco bien público, las transferencias positivas y negativas no se equilibrarán; si se ofrece demasiado bien público, por ejemplo, las transferencias serán negativas. Del mismo modo, si los bienes públicos se producen a un coste medio creciente (decreciente) la condición de eficiencia, RMS = CMa, se mantiene, mientras los impuestos totales recaudados (t^i = CMa) superan (son menores) a los costes totales de producción. En este caso, una vez más, el excedente (déficit) en que el gobierno incurre como resultado de fijar los precios según el coste marginal es absorbido como compensación de un déficit o excedente en las cuentas redistributivas.

La dificultad de medir el impacto distribucional de los actuales impuestos y gastos, en la práctica, supera el procedimiento antes descrito. El gobierno grava a los ciudadanos no sólo para producir bienes públicos indivisibles, sino también para producir y distribuir bienes preferentes y realizar transferencias. Por ello, la factura impositiva de cada familia no puede separarse en componentes identificables. Otras dificultades se presentan por el hecho de que el elemento redistributivo de los presupuestos gubernamentales sólo se puede estimar como residuo, una vez que el valor renta de los bienes públicos para cada individuo, ha sido estimado.

Evidentemente, se desconoce la RMS (y por supuesto la función de utilidad) necesaria para atribuir a los individuos el valor de los bienes públicos. Sin embargo, se pueden hacer hipótesis sobre la forma de las funciones de utilidad y realizar estimaciones. La imputación que realizan Aaron y McGuire se basa en dos funciones de utilidad arbitrarias. Sin embargo, lo que interesa destacar aquí es el método de imputación propuesto por estos autores para la asignación de los bienes públicos indivisibles.

En principio, hay que realizar las siguientes hipótesis:

1) La RMS entre bienes públicos y privados para cada familia es conocida o puede atribuirse.

2) El coste total y el coste marginal de los bienes públicos indivisibles y de los divisibles es conocido para todos los productos relevantes de estos bienes.

3) Todas las funciones de utilidad son idénticas.

4) En la función de utilidad de cada familia entra la cantidad total de bien público puro (total disponibilidad).

5) Todas las familias de cada estrato de renta pueden ser representadas por los niveles de renta y de gasto medios en ese estrato.

6) El coste marginal del bien público es igual al coste medio para la cantidad ofrecida.

7) La producción efectiva de bienes indivisibles y específicos es asignativamente eficiente, esto

es, el coste marginal iguala a la suma de las relaciones marginales de sustitución (CMa = ΣRMS).

8) Las utilidades de los bienes públicos y de los demás bienes son independientes.

Algunas de estas hipótesis podrían ser relajadas dependiendo de la cantidad de información disponible.

Por ejemplo, si se abandona la hipótesis 2, sería necesario especificar cómo afecta la renta privada a la utilidad marginal de los bienes públicos. Si se supone que la utilidad de los bienes públicos aumenta a la vez que la renta privada (los gastos de defensa protegen tanto a las personas como a la propiedad) una mayor proporción de bienes públicos debería imputarse a la riqueza. Si se supone que la utilidad de los bienes públicos decae con la renta (las piscinas públicas benefician menos al propietario de una piscina propia que al que no la posee), se daría el caso inverso al anterior. Por eso puede pensarse que existe equilibrio, con lo que la hipótesis de independencia puede aceptarse como razonable.

Si se emplean las anteriores hipótesis, puede demostrarse que «a cada familia se le podría atribuir una fracción del valor total del bien público, proporcional al recíproco de su utilidad marginal de gasto en bien privado».

Ciertos productos suministrados a través del gobierno generan beneficios desproporcionados para algunos grupos particulares, aunque las externalidades puedan afectar a otros ciudadanos. Para tener en consideración esta situación, se supone que una fracción, *a*, del gasto en una actividad concreta se atribuye a los individuos como bien específico, permaneciendo el resto como bien público sin limitación.

Esta previsión se establece en aquellos casos (el paradigmático es la educación) en que un bien, además de ser internalizable por el individuo que lo percibe, presenta economías externas para el resto de la sociedad. El sistema de imputación en estos casos es, como ya queda dicho, atribuir una parte al individuo como bien divisible y el resto a la sociedad como bien público.

Analíticamente se tiene:

$$Y^i_p = Y_p \, 1/ f(Y^i_D + Y^i_S).$$

Y^i_p = ingresos derivados de los bienes indivisibles por la familia *i*.

Y_p = gasto total en bienes indivisibles.

Y^i_D = renta disponible de la familia *i*.

Y^i_S = renta de bienes divisibles proporcionados por el gobierno a la familia *i*.

Evidentemente, la especificación de f^i_y dependerá de la función de utilidad que elijamos, ya que la atribución será inversamente proporcional a la utilidad marginal de la renta.

Por ello, el número de funciones de asignación será ilimitado, dado que, en principio, podemos adoptar cualquier función de utilidad.

Si consideramos, por ejemplo,

$$U^i = K \, (Y^i_D + Y^i_S),$$

$dU^i/d(Y^i_D + Y^i_S) = UMa = K$, con lo que nos encontraríamos:

$$Y^i_p = Y_p \, 1/K = Y_p \, k$$

que es el caso que anteriormente hemos considerado, en el que la imputación de los bienes y servicios derivados de los gastos públicos serían distribuidos por igual entre todos los individuos. Este caso, por tanto, lo podemos considerar como particular del más general establecido por el modelo que analizamos.

1.3. *Indicadores de desigualdad, progresividad y redistribución*

Para evaluar la incidencia en términos de desigualdad, progresividad y redistribución es conveniente utilizar diversos índices. El punto de partida es la distribución primaria de la renta y la secundaria derivada de la atribución del gasto a los diferentes estratos de renta. La metodología utilizada se basa en la curva de Lorenz y en una serie de índices que describimos brevemente a continuación. La curva de Lorenz muestra, en forma de diagrama, la relación existente entre la proporción de individuos con rentas menores o iguales a una cantidad determinada y la proporción de las rentas totales obtenidas por dichos individuos. La proporción de individuos cuyas rentas son menores que la renta *k*-ésima viene expresada por *k*/*N*. La correspondiente proporción de la renta total se formula

como($\sum_{i=1}^{j} y_i$) / ($\sum_{i=1}^{N} y_i$). Cuanto menor sea la distancia entre la diagonal (línea de igualdad) y la curva así obtenida, menor es el grado de desigualdad. Íntimamente unido a la curva de Lorenz está el índice de Gini. Éste nos determina en qué medida se separa la curva de la linea de igualdad de 45° mediante la relación del área comprendida entre la diagonal y la curva de Lorenz dividida por el área que queda por debajo de la diagonal. Esta relación asegura que el valor del coeficiente de Gini está entre cero (igualdad total) y uno (desigualdad extrema). El área situada por debajo de la diagonal equivale a 1/2, dado que tanto la altura como la base equivalen a 1. Por lo tanto, G representa el doble del área comprendida entre la curva de Lorenz y la diagonal. Se puede formular el índice como sigue

$$G = 1+1/N-(2/N^2)\Sigma(N+1-i)(y_i/y) \text{ para:}$$

$$y_1<y_2<\ldots<y_N.$$

El índice de Atkinson se relaciona de forma directa con la función de bienestar social, W, expresada en función de los ingresos individuales y_i:

$W=1/N\ \Sigma U(y_i)$, donde $U(y_i)$ es el valor social asignable a los ingresos de un individuo. La forma de esta función refleja la aversión a la desigualdad del individuo que toma las decisiones o que hace los juicios de valor, esto es, se trata de una función cóncava que refleja el juicio de que un aumento de los ingresos en la escala superior de la distribución de la renta contribuye menos al bienestar social que un incremento equivalente en rentas inferiores. El índice se define como:

$$A(\varepsilon)=(y-y_e)/y=1-y_e/y; \text{ siendo } y_e=(1/N\ \Sigma y_i^{1-\varepsilon})^{1/1-\varepsilon}$$

Por último, el índice de Theil se define como:

$$T = 1/n\ \Sigma y_i/y\ \ln y_i/y$$

El segundo tipo de índices utilizados son los de progresividad, que se refieren a la efectividad de la redistribución de la renta realizada por el sector público aplicada sobre una distribución de ingresos previa. El índice de progresividad de cada uno de los gastos sociales, P_j, es la diferencia entre el índice de Gini y el índice de concentración de cada gasto. El índice de concentración C_j está asociado a una curva de concentración que debe interpretarse como la proporción del gasto j, del que se beneficia la p-ésima fracción de hogares cuando han sido ordenados de acuerdo con su renta previa:

$$P_j = G_j-C_j$$

Geométricamente, P es igual al doble del área entre la curva de Lorenz de la renta inicial y la curva de concentración de cada gasto. Si P es mayor que cero, el gasto es progresivo, mientras que si es menor que cero, el gasto es regresivo.

A partir del índice de progresividad para cada gasto social, se calcula el índice de progresividad global como:

$$P = \Sigma t_j / t\ P_j, \text{ donde } t = \Sigma\ t_j$$

A partir de aquí se calcula la aportación de cada gasto a la progresividad total como

$$A_j = t_jP_j / tP$$

El siguiente paso es calcular el efecto redistributivo de cada gasto. Éste viene dado por

$$R_j = (G_i -G_{i+j}) / G_i,$$

donde G_i es el indice de Gini inicial y G_{i+j} es el obtenido al sumar a la renta disponible un gasto social.

2. Redistribución espacial

El análisis de los efectos redistributivos del gasto público entre los diferentes niveles territoriales de un país se ha solido realizar en el contexto del cálculo de las balanzas fiscales. Una balanza fiscal es la cuantificación de las relaciones presupuestarias entre un determinado nivel de administración pública y los ciudadanos residentes en todos los ámbitos territoriales, o en uno de ellos, normalmente de inferior nivel espacial. Con ello se pretende determinar los saldos fiscales de los diversos territorios calculando las aportaciones tributarias y los beneficios obtenidos vía gasto público.

En España, este tipo de estudios goza de una amplia tradición desde el trabajo pionero de Trías Fargas (Barberán, 2000). El interés, más político que económico, por conocer qué región paga más y cuál es la más beneficiada por la actuación presupuestaria de las administraciones públicas centrales se ha ido acrecentando con el tiempo y, tras la configuración autonómica derivada de la Constitución de 1978, ha adquirido aún mayor re-

levancia, al poder esgrimirse como arma política el agravio comparativo entre las regiones. Y todo ello en muchos casos olvidando que los verdaderos sujetos de la redistribución presupuestaria son las personas y no las hectáreas: «Los únicos derechos moralmente sostenibles son los derechos de los seres humanos. Los derechos de territorios, pueblos, razas y otros entes colectivos sólo pueden tener una legitimidad ética derivada» (Calsamiglia, 1992).

Desde el punto de vista metodológico, y dejando al margen los problemas de la incidencia impositiva, la vertiente del gasto plantea, en principio, los mismos problemas que se observan al realizar la imputación personal de los gastos públicos.

1) Qué concepto de incidencia se debe utilizar.

2) Diferenciación entre gastos públicos divisibles e indivisibles, con sus correspondientes grados de externalidad.

3) Establecimiento de las hipótesis de asignación.

A los que hay que hay que añadir:

4) Efectos desbordamiento. En el caso de la imputación territorial, cobra especial relevancia el grado de accesibilidad, especialmente en cuanto a determinados equipamientos e infraestructuras. Existen efectos desbordamiento entre regiones bien por desplazamiento de los residentes o bien porque los beneficios exceden el ámbito territorial en el que se produce u ofrece el bien o servicio.

5) Espacio de consolidación. Aquí se trata de delimitar los agentes del sector público que obtienen los ingresos y realizan los pagos. En la mayoría de los casos, los análisis se circunscriben a las administraciones públicas centrales definidas según la contabilidad nacional, excluyéndose los ingresos no coactivos y los gastos correspondientes a contraprestaciones contractuales.

Otros problemas prácticos que debe solventar el analista se concretan en los ajustes por consolidación entre las administraciones públicas, la adaptación de las relaciones financieras con el exterior (principalmente con la Unión Europea) y las discrepancias entre las distintas fuentes de datos: cuentas de las administraciones públicas, contabilidad nacional y sistemas contables de la administración del Estado y de la seguridad social (9).

III. LOS ESTUDIOS EMPÍRICOS SOBRE LA INCIDENCIA DEL GASTO PÚBLICO EN ESPAÑA

1. Redistribución personal

El estudio pionero sobre la incidencia personal del gasto en España es el realizado por Molina (1983), referido al año 1974, y posteriormente el de Medel, Molina y Sánchez (1988) para 1981. En este trabajo se divide el gasto en divisible e indivisible con un enfoque de incidencia normativa. Se considera la división por funciones del gasto divisible: educación, sanidad, vivienda y bienestar comunitario, etcétera.

Siguiendo la línea de este trabajo, se han realizado dos investigaciones posteriores por Molina y Jaén. En la primera de ellas (Molina y Jaén, 1992 y 1994a, b y c) se lleva a cabo un análisis comparativo de la evolución de la incidencia del gasto para los años 1981 y 1987.

En la segunda de las investigaciones citadas (Jaén y Molina, 2000) se realiza un análisis de la incidencia personal del gasto para Andalucía, a partir de la información suministrada por la EPF de 1991. Este trabajo pone de manifiesto la diferente redistribución de la renta para la región andaluza y el total de España. En educación, son los estratos centrales los que reciben un mayor porcentaje del gasto público, mientras que en sanidad el gasto se distribuye bastante uniformemente entre todas las decilas, dado que la menor población de las primeras se compensa con su mayor número de jubilados.

Un trabajo en la misma línea y utilizando idéntica metodología es el realizado por Gimeno (1993). En él se realiza una comparación con la incidencia redistributiva en el año 1980. Los resultados obtenidos muestran una mejora media en los beneficios obtenidos por los hogares, en relación con la renta disponible de éstos, de un 16,73 por 100. Además, ese cambio en el beneficio recibido presenta un perfil decreciente. El componente fundamental de esa mejora en la progresividad viene marcado especialmente por el gasto en sanidad. Se observa una notoria mejora en la progresividad en los restantes gastos sociales, lo que permite un resultado global progresivo para el conjunto.

Los trabajos de Bandrés (1987) y Estruch (1995) se centran en el análisis de los efectos distributivos de los gastos sociales. En el primero de ellos,

CUADRO N.º 1

INCIDENCIA DE LOS GASTOS SOCIALES SEGÚN DIFERENTES AUTORES

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
EDUCACIÓN										
Incid. 1980 (B)(a)	5,76	5,40	8,51	7,01	5,91	4,24	4,49	3,93	2,42	1,51
Incid. 1981 (MMS)(b)	9,60	7,20	6,30	5,80	5,70	4,80	4,80	4,80	3,70	2,70
Incid. 1987 (MJ)(c)	11,80	8,47	9,50	8,09	8,25	7,49	7,98	7,73	7,25	4,94
Incid. 1990 (G)(d)	3,49	7,50	9,68	10,55	11,00	10,02	10,04	8,78	7,78	5,50
SANIDAD										
Incid. 1980 (B)	58,40	20,95	9,11	8,96	6,30	6,26	4,17	3,29	2,55	0,81
Incid. 1981 (MMS)	22,40	15,70	13,00	10,70	9,60	7,90	6,90	6,10	4,40	2,60
Incid. 1987 (MJ)	20,83	14,66	12,30	10,42	9,70	8,60	8,60	7,60	6,40	4,70
Incid. 1990 (G)	111,28	55,37	40,28	30,80	25,48	20,48	17,22	13,56	10,22	3,96
VIVIENDA										
Incid. 1980 (B)	1,95	3,29	6,80	0,15	0,14	0,18	0,22	0,16	0,11	0,05
Incid. 1981 (MMS)	0,54	0,79	1,18	1,41	1,66	1,90	1,01	0,84	0,79	1,15
Incid. 1987 (MJ)	7,10	4,90	4,00	1,90	1,70	1,56	1,72	1,58	1,92	1,38
Incid. 1990 (G)	1,72	1,06	0,91	0,83	0,84	0,81	0,47	0,40	0,33	0,47
TRANSFERENCIAS										
Incid. 1980 (B)	98,93	62,59	21,11	27,97	10,46	24,54	6,82	5,37	2,00	2,27
Incid. 1981 (MMS)	65,90	39,60	26,60	20,30	17,60	16,90	16,50	16,00	16,80	16,40
Incid. 1987 (MJ)	72,07	52,85	40,35	30,38	26,27	23,82	21,87	21,35	21,88	24,90
Incid. 1990 (G)	43,58	48,52	38,80	34,67	26,97	23,96	21,21	20,30	19,41	18,58

Fuentes: BANDRÉS (1987), MEDEL, MOLINA y SÁNCHEZ (1988), MOLINA y JAÉN (1994a, b y c), GIMENO (1993).
(a) BANDRÉS (1987). Incidencia medida según la renta disponible.
(b) MEDEL, MOLINA y SÁNCHEZ (1988). Incidencia medida según el gasto de los hogares.
(c) MOLINA y JAÉN (1994a, b y c). Incidencia medida según el gasto de los hogares.
(d) GIMENO (1993). Incidencia medida según el gasto de los hogares.

la metodología utilizada es la misma que en los trabajos anteriores: incidencia normativa para los gastos en especie, incidencia impacto para los gastos monetarios. Concluye que las prestaciones más nítidamente redistributivas son las de asistencia social en efectivo, servicios sociales, sanidad y, en menor medida, desempleo. Por su parte Estruch (1995) concluye que los gastos en efectivo —prestaciones sociales— tienen efectos muy destacados en la lucha contra la pobreza y la reducción de la desigualdad, al centrar su esfuerzo en la dotación de rentas a los sectores menos favorecidos de la sociedad en términos de renta inicial. Por su parte, los gastos en especie —bienes sociales— se configuran como un mecanismo para la igualación de las oportunidades de los ciudadanos en cuanto al acceso a un conjunto determinado de bienes y servicios.

En los cuadros n.os 1 y 2 se observan, de forma resumida, los resultados obtenidos en algunos de los anteriores análisis.

Las principales conclusiones que se obtienen de los datos presentados en el cuadro n.º 1 son:

— *Gasto en educación*. El gasto en educación muestra, a través de las estimaciones realizadas, una incidencia mayor en las cinco primeras decilas para tres de los estudios y, en la estimación de Gimeno, entre la cuarta y la séptima. A lo largo del tiempo, aumenta el porcentaje de gasto atribuible a las decilas superiores debido, en buena medida, a los cambios en el sistema educativo. Por ello, el patrón de incidencia es cada vez menos redistributivo, siendo los más beneficiados, en términos relativos, los estratos intermedios.

La educación universitaria ha sido objeto de especial atención en diversos estudios sobre la incidencia del gasto. A destacar los trabajos de Álvarez Corbacho (1993) y Sánchez Campillo (1996). Mientras el primero analiza el gasto en enseñanza superior en Galicia concluyendo que existen transferencias de recursos desde las familias económicamente más desfavorecidas a las más favorecidas, en el segundo se analizan los efectos distributivos derivados de las subvenciones generales (precios públicos reducidos) y específicas (becas) que se conceden para cursar estudios universitarios en España. Se obtienen tres conclusiones de gran interés: en

CUADRO N.º 2

INCIDENCIA TOTAL SEGÚN DIFERENTES AUTORES

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
INCIDENCIA GASTOS DIVISIBLES										
MMS	119,2	80,1	62,1	52,6	48,5	44,5	39,7	36,2	34,1	31,0
MJ	126,1	96,8	75,4	61,7	58,4	52,2	50,7	50,0	49,5	49,8
G	204,3	136,4	106,3	89,7	75,1	65,1	57,7	51,6	46,2	36,6
INCIDENCIA GASTO INDIVISIBLE										
Asignación A										
MMS	23,5	15,3	12,0	9,9	8,6	7,6	6,9	6,1	5,2	3,8
MJ	34,3	23,3	19,2	15,9	14,3	12,9	11,0	10,1	8,6	6,2
G	41,5	21,5	15,5	12,1	10,0	8,3	7,0	5,9	4,7	3,0
Asignación B										
MMS	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6	7,6
MJ	12,5	12,5	12,5	12,5	12,5	12,5	12,5	12,5	12,5	12,5
G	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7	7,7
Asignación C										
MMS	7,9	7,7	7,7	7,7	7,8	7,8	7,6	7,5	7,5	7,7
MJ	12,6	12,4	12,2	12,0	12,2	12,0	12,3	12,5	12,7	13,1
G	11,9	9,1	8,4	8,0	7,8	7,6	7,6	7,5	7,4	7,4
INCIDENCIA TOTAL										
Asignación A										
MMS	142,8	95,4	74,0	62,6	57,1	52,0	46,6	42,3	39,3	34,8
MJ	160,4	141,0	93,7	77,6	72,7	65,1	61,8	60,1	58,1	56,0
G	245,8	157,9	121,8	101,8	85,1	73,4	64,7	57,5	50,9	39,6
Asignación B										
MMS	126,9	87,8	69,7	60,3	56,2	52,1	47,3	43,8	41,8	38,7
MJ	138,6	109,4	87,0	74,2	70,9	64,7	63,2	62,5	62,0	62,3
G	212,0	144,1	114,0	97,4	82,8	72,8	65,4	59,3	53,9	44,3
Asignación C										
MMS	127,2	87,8	69,8	60,4	56,3	52,2	47,3	43,7	41,6	38,8
MJ	138,6	109,2	86,7	73,6	70,6	64,2	63,1	62,5	62,2	62,9
G	216,2	145,5	114,7	97,7	82,9	72,7	65,3	59,1	53,6	44,0

Fuentes: MEDEL, MOLINA y SÁNCHEZ (1988), MOLINA y JAÉN (1994a, b y c), GIMENO (1993).

primer lugar, la redistribución del conjunto de las subvenciones concedidas a los estudiantes es prácticamente nula, puesto que se apoya financieramente a las familias de forma proporcional a su renta. En segundo lugar, la aproximación gradual de los precios públicos al coste real del servicio recibido tendría efectos positivos sobre la igualdad externa e interna. En tercer lugar, el incremento de las ayudas en efectivo podría utilizarse con el fin de facilitar el acceso a la Universidad de los colectivos más necesitados.

— *Gasto en sanidad*. El gasto en sanidad muestra, en su evolución temporal, un aumento considerable para todos los estratos, como reflejo del elevado crecimiento del gasto sanitario y de la universalización de la cobertura.

— *Gasto en transferencias*. Se observa, asimismo, un aumento de la incidencia de las transferencias para las decilas medias y altas a lo largo del tiempo, siendo los más beneficiados, como siempre en términos de incidencia, los estratos más bajos. Recordemos, en términos absolutos, que las cantidades asignadas son crecientes conforme se avanza en la escala de rentas.

Para el análisis del gasto total —cuadro n.º 2— se han tomado en consideración tres estudios: Medel, Molina y Sánchez (1988), Gimeno (1993), y Molina y Jaén (1994a, b y c). Los resultados de tales estudios muestran, como cabe deducir a la vista de los datos del gasto en educación, sanidad, vivienda y pensiones, antes analizados, la fuerte incidencia redistributiva de este tipo de gastos, que favorece en gran medida a los estratos inferiores y que ha mejorado a lo largo del tiempo como consecuencia del aumento de dichos gastos.

CUADRO N.º 3

INCIDENCIA ESPACIAL DEL GASTO PÚBLICO. FLUJO DEL BENEFICIO EN PORCENTAJES

	UTRILLA Y OTROS	*BARBARÁN Y OTROS*	*VV.AA.*	*URIEL*	*Media*	*Población*
	1993	*Media 1991-94*	*1996*	*Media 1991-96*		
Andalucía	15,1	17,5	17,3	17,9	16,9	18,2
Aragón	3,6	3,4	3,4	3,3	3,4	3,0
Asturias	3,2	3,7	3,6	3,6	3,5	2,7
Baleares	2,1	1,7	1,7	1,8	1,8	1,9
Canarias	3,2	3,5	3,6	3,5	3,5	4,0
Cantabria	1,5	1,6	1,5	1,5	1,5	1,3
Castilla-La Mancha	4,7	4,4	4,7	4,5	4,6	4,3
Castilla y León	7,3	7,0	7,2	6,9	7,1	6,3
Cataluña	15,9	15,4	16,2	15,7	15,8	15,3
Com. Valenciana	9,3	9,3	9,2	9,4	9,3	10,1
Extremadura	2,9	3,0	2,9	2,9	2,9	2,7
Galicia	6,8	7,2	7,3	7,1	7,1	6,9
Madrid	13,9	13,2	12,2	12,9	13,1	12,7
Murcia	2,7	2,8	2,6	2,7	2,7	2,8
Navarra	1,3	1,1	1,0	1,0	1,1	1,3
País Vasco	5,3	4,2	4,4	4,3	4,5	5,3
La Rioja	0,8	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7
Ceuta y Melilla	0,3	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3

Fuentes: UTRILLA y OTROS (1997); BARBERÁN y OTROS (1999); VV.AA. (2000); URIEL (2000) y censo de población.

Por lo que respecta al gasto indivisible, la asignación se hace fuertemente dependiente del criterio de asignación utilizado: en cantidad igual para todas las familias (asignación A) donde, obviamente, la incidencia es pro pobres; en proporción a la renta (asignación B) y según el modelo de Aaron-McGuire (asignación C). El resultado de estas dos estimaciones es muy similar debido al valor del parámetro de Frisch utilizado. Se puede observar que, evidentemente, la incidencia es proporcional y que, a lo largo del tiempo, se pone de manifiesto el aumento del gasto público en este tipo de bienes, como ocurre con el conjunto del gasto público total.

La incidencia total del gasto público, como resultado de todo lo anterior, refleja un efecto redistributivo del mismo a lo largo del tiempo hacia los estratos intermedios unido, como ya se ha comentado, a un aumento, en términos absolutos, del gasto total.

2. Análisis espacial. Las balanzas fiscales

Como ya se ha señalado, este tipo de estudios, principalmente realizados por autores catalanes, ha tenido tradicionalmente gran predicamento en nuestro país. Sin embargo no es hasta 1979 (Castells,1979) cuando se puede hablar de trabajos más relevantes debido a los avances teóricos y a la mejor disponibilidad de datos. Hasta entonces, todos los estudios habían tenido que padecer la ausencia de estadísticas adecuadas para el análisis (10).

Para presentar los resultados más actuales de la incidencia espacial del gasto público, con estimaciones que entendemos pueden considerarse representativas del «estado del arte» actual, se han tomado las de Utrilla, Sastre y Urbanos (1997), análisis referido a 1993; Barberán y otros (1999), media de los años 1991-1994; VV. AA. (2000), con datos de 1996, y Uriel (2000), media 1991-1996.

Los estudios que se reseñan están realizados según el criterio del flujo del beneficio, y expresados como participación regional en la redistribución realizada desde las administraciones públicas centrales a las comunidades autónomas, incluidas las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Dado que los estudios están referidos a periodos diversos, las cifras del cuadro n.º 3 presentan por-

centajes de participación en el gasto de cada comunidad. Las cifras deben considerarse teniendo en cuenta que «los resultados se ven fuertemente influidos por las distintas decisiones metodológicas adoptadas en su proceso de estimación y, por tanto, los resultados no son directamente comparables» (Barberán, 2000).

Teniendo en cuenta tales cautelas, en los datos del mencionado cuadro n.º 3 se observa que los análisis referidos tienen un grado de aproximación bastante notable. Ello se debe al continuo perfeccionamiento de la metodología y al creciente consenso entre los estudiosos acerca de los criterios de imputación. Como puede apreciarse, la dispersión es bastante pequeña.

Cuando realizamos la comparación con la población de cada comunidad, puede observarse una estrecha correlación entre dicha población y la participación de cada comunidad en la distribución del gasto público. El coeficiente de correlación es igual a 0,894. Este resultado empírico viene a reforzar la proposición que crecientemente se está abriendo paso en las propuestas de financiación de las comunidades autónomas de que la asignación financiera a éstas para cubrir los costes de prestación de los servicios públicos transferidos se realice en términos per cápita.

Si para observar las desviaciones que con respecto a este criterio ofrecen los resultados derivados de las imputaciones, utilizamos la media de las cuatro reseñadas en el cuadro n.º 3, se observa que están por debajo de dicha media Andalucía (–1,3), Comunidad Valenciana (–0,8), País Vasco (–0,8), Canarias (–0,5) y Navarra (–0,2). Mantienen prácticamente la proporción Baleares, Murcia, La Rioja, y Ceuta y Melilla. Las comunidades con mayor porcentaje de gasto con respecto a su población son Castilla y León (0,8), Asturias (0,8), Cataluña (0,5), Madrid (0,4), Aragón (0,4), Castilla-La Mancha (0,3), Galicia (0,2), Extremadura (0,2) y Cantabria (0,2). Aunque estos resultados son bastante expresivos, se insiste en recordar, a la hora de su valoración, las reservas necesarias: «hay que insistir en que el resultado territorial de la actividad redistributiva tiene su origen en las diferencias de renta personal, puesto que son los individuos quienes obtienen renta, consumen, pagan impuestos y utilizan los servicios públicos» (Monasterio, 2000).

También se han realizado estudios en cuanto a la imputación territorial de los gastos del presupuesto de la Unión Europea en España. Como ejemplos recientes, reseñamos aquí los resultados de los trabajos de Correa y Maluquer (1998) y Castells y otros (2000) que aparecen en el cuadro número 4.

CUADRO N.º 4

DISTRIBUCIÓN REGIONAL DEL GASTO PÚBLICO EUROPEO EN 1996 (FLUJO MONETARIO)
(En porcentaje)

	CM	*CASTELLS Y OTROS*
Andalucía	20,0	17,0
Aragón	5,5	3,4
Asturias	2,9	3,5
Baleares	0,7	1,7
Canarias	4,7	3,4
Cantabria	1,2	1,5
Castilla-La Mancha	9,2	4,1
Castilla y León	11,9	6,9
Cataluña	8,3	15,1
Com. Valenciana	7,4	8,7
Extremadura	7,3	2,7
Galicia	9,6	6,9
Madrid	2,4	16,5
Murcia	3,1	2,5
Navarra	1,7	0,9
País Vasco	3,0	3,7
La Rioja	0,5	0,7
Ceuta y Melilla	0,3	0,5

Nota: CORREA y MALUQUER (1998) y CASTELLS y OTROS (2000).
El análisis de Correa y Maluquer está referido a los flujos totales de la Unión Europea con España, y el de Castells y otros sólo al gasto que se percibe vía Administración central.

IV. CONCLUSIONES

1. El gasto en educación muestra, a través de las estimaciones realizadas, una incidencia mayor en las cinco primeras decilas para tres de los estudios y, en la estimación de Gimeno, entre la cuarta y la séptima. A lo largo del tiempo, aumenta el porcentaje de gasto atribuible a las decilas superiores debido, en buena medida a los cambios en el sistema educativo. Por ello, el patrón de incidencia es cada vez menos redistributivo, siendo los más beneficiados, en términos relativos, los estratos intermedios.

2. El gasto en sanidad muestra, en su evolución temporal, un aumento considerable para todos los estratos, como reflejo del elevado crecimiento del gasto sanitario y de la universalización de la cobertura.

3. En cuanto al gasto en transferencias, se observa, asimismo, un aumento de la incidencia de las transferencias para las decilas medias y altas a lo largo del tiempo, siendo los más beneficiados, como siempre en términos de incidencia, los estratos más bajos. Recordemos que, en términos absolutos, las cantidades asignadas son crecientes conforme se avanza en la escala de rentas.

4. Para el gasto divisible, los resultados de los estudios realizados muestran, como cabe deducir a la vista de los datos del gasto en educación, sanidad, vivienda y pensiones, la fuerte incidencia redistributiva de este tipo de gastos, que favorece en gran medida a los estratos inferiores y que ha mejorado a lo largo del tiempo como consecuencia del aumento de dichos gastos.

5. Por lo que respecta al gasto indivisible, la asignación se hace fuertemente dependiente del criterio de asignación utilizado: en cantidad igual para todas las familias (asignación A), donde, obviamente, la incidencia es pro pobres; en proporción a la renta (asignación B), y según el modelo de Aaron-McGuire (asignación C). El resultado de estas dos estimaciones es muy similar debido al valor del parámetro de Frisch utilizado. Se puede observar que, evidentemente, la incidencia es proporcional y que, a lo largo del tiempo, se pone de manifiesto el aumento del gasto público en este tipo de bienes, como ocurre con el conjunto del gasto público total.

6. La incidencia total del gasto público, como consecuencia de todo lo anterior, refleja un efecto redistributivo del GP a lo largo del tiempo hacia los estratos intermedios unido, como ya se ha comentado, a un aumento, en términos absolutos, del gasto total.

7. En lo que concierne a la distribución espacial del gasto público, a pesar de las cautelas que hay que adoptar, los estudios realizados muestran una concordancia bastante elevada. De ello se puede deducir que existe una estrecha correlación entre la población de la comunidad y su participación en la distribución del gasto público. Este resultado viene a reforzar la propuesta de que la asignación financiera a las comunidades autónomas para cubrir la prestación de los servicios públicos transferidos se realice en términos per cápita.

NOTAS

(1) El tardío interés por el estudio de la incidencia presupuestaria puede atribuirse a la idea de los economistas clásicos de que el gasto público era un gasto consuntivo inútil, en el sentido de que estos gastos no suponían acumulación de capital.

(2) El análisis sectorial puede tener interés cuando se realizan estudios de incidencia impositiva y para la cuantificación de la contabilidad nacional.

(3) Hay algunos trabajos anteriores al de Adler, pero de mucha menor trascendencia metodológica: BARNA (1945) y CARTTER (1955), referido éste a los años 1948-1949. Un planteamiento amplio sobre los desarrollos teóricos puede verse en MEDEL y MOLINA (1984).

(4) Hay bastantes precedentes al respecto desde un trabajo de Trias Fargas. En BARBERÁN (1999) puede encontrarse una exposición detallada de las balanzas fiscales estimadas en España.

(5) Es el caso, por ejemplo, de que los maestros se benefician de los gastos en educación porque el gobierno paga sus salarios, o los militares se benefician del gasto en defensa independientemente de los beneficios que tales gastos generan (DE WULF, 1981).

(6) La hipótesis no deja de ser arriesgada, pues, como DUE (1954) sostiene: «Se afirma generalmente que la empresa privada puede producir más eficientemente que el Estado a causa del estímulo provocado por el espíritu de lucro».

(7) Un análisis del problema de la revelación de las verdaderas preferencias, que trata de evitar las condiciones del teorema de Arrow, puede verse en TIDEMAN y TULLOCK (1979).

(8) «La base para la valoración en dos etapas es así el valor de cambio (cantidad de veces la utilidad marginal). Las ganancias intramarginales de utilidad o excedente del consumidor están excluidas» (PFAFF y ASSAM, 1978).

(9) En el caso de los estudios de balanza fiscal, tiene una especial relevancia el tratamiento del déficit público, pues éste puede dar lugar a saldos positivos para todas las regiones. Se suele repartir el déficit en función de la participación de cada una de ellas en los ingresos como si se tratara de impuestos recaudados. En caso de superávit, se reduciría de la misma forma la participación impositiva de las regiones.

(10) Una exposición exhaustiva de estos trabajos y de los posteriores puede verse en BARBERÁN (2000).

BIBLIOGRAFÍA

AARON, H., y MCGUIRE, M. (1970), «Public goods and income distribution», *Econometrica,* 38, 6.

— (1976), «Reply to Geoffrey Brennan The distributional implications of public goods», *Econometrica,* 44, 2.

ADLER, J. H.(1951), «The redistribution of income and public welfare», en POOLE, (1951).

AGHION, P.; CAROLI, E., y GARCÍA PEÑALOSA, C. (1999), «Inequality and economic growth: The perspective of the new growth theories», *Journal of Economic Literature*, 37, 4.

ALBI, E.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., y ZUBIRI, I. (2000), *Economía Pública,* Ariel, Barcelona.

ALCAIDE, J. (1988), *La distribución de la renta española en la década de los ochenta,* Fundación FIES, Madrid.

ÁLVAREZ CORBACHO, J. (1993), «Rendimientos y equidad social del gasto público universitario. La universidad gallega», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 37.

AYALA, L. (2000), *Las rentas mínimas en la reestructuración de los estados de bienestar*, Consejo Económico y Social, Madrid.

AYALA, L., y MARTÍNEZ, R. (1991), *La medición de los efectos redistributivos del gasto público*, Universidad Complutense, Madrid.

BANDRÉS MOLINÉ, E. (1987), «Progresividad, equidad y efectos distributivos de los gastos sociales en España», *Hacienda Pública Española*, n.º 117, págs. 17-42.

— (1990), *Los efectos de los gastos sociales sobre la distribución de la renta en España*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

— (1994), *La eficacia redistributiva de los gastos sociales. Una aplicación al caso español*, Fundación Argentaria, Madrid.

— (1996), «¿A quién beneficia el Estado de Bienestar?», en VV.AA. (1996).

BARBERÁN, R. (1999), «La estimación de balanzas fiscales regionales en el Estado de las autonomías: estado de la cuestión», en CASTELLS y BOSCH (eds.) (1999).

— (2000), «Las balanzas fiscales regionales: metodología y aplicaciones en España», en CARAMÉS, L. (dir.) (2000).

BARBERÁN, R. y OTROS (1999), «La actuación de la Administración pública central desde la perspectiva regional: las balanzas fiscales de las comunidades autónomas españolas», *Revista de Economía Aragonesa,* 6-7.

BAREA, J. y OTROS (1990), *Incidencia del gasto público en España,* Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

BARNA, T. (1945), *Redistribution of Income Through Public Finance*, Oxford.

BARRADA, A. (1999), *El gasto público de bienestar social en España de 1964 a 1995,* Fundación BBV, Bilbao.

BIRD, R. M. (1980), «Income distribution through the fiscal system. The limits of knowledge», *American Economic Review. Papers and Proceeding*, 70, 2.

BISHOP, G. A. (1967), *Tax Burdens and benefits of Government Expenditures by Income Class, 1961 and 1965,* Tax Foundation, Nueva York.

BORGE, L., y VICENTE J. (1990), «Sector público y redistribución espacial de la renta en España», *Hacienda Pública Española*, 116.

BRENNAN, G. (1976), «The distributional implications of public goods», *Econometrica,* 44, 2.

— (1981), «The atribution of public goods benefits», *Public Finance,* 36, 3.

CALERO, J. (1993), *Efectos del gasto público educativo. El sistema de becas universitarias,* Universidad de Barcelona.

— (1996), *Financiación de la educación superior en España: sus implicaciones en el terreno de la equidad*, Fundación BBV, Bilbao.

CALSAMIGLIA, X. (1990), *La financiación de las comunidades autónomas y el principio de solidaridad,* Universidad Autónoma, Barcelona.

— (1992), *La equidad territorial: nuevos puntos de vista a un viejo problema,* Institut d'Estudis Autonomics, Barcelona.

CAMINAL, R. (2000), «Measuring regional fiscal transfers induced by national budgets», *International Tax and Public Finance*, 7, 2.

CARAMÉS, L. (ed.) (1994), *La crisis del Estado del bienestar*, Asociación Galega de estudios sobre Economía del Sector Público, Santiago de Compostela.

— (dir.) (2000), *Gasto público autonómico*, Escola Galega de Administración Pública, Santiago de Compostela.

CARTTER, A. (1955), *The Redistribution of Income in Postwar Britain,* Yale University Press, New Haven.

CASTELLS, A. (1979), «Balança fiscal de Catalunya: incidència fiscal de l'actuació de l'Estat,. *Revista Economica*, 54.

— (2000), «Autonomía y solidaridad en el sistema de financiación autonómica», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 83.

CASTELLS , A., y BOSCH, N. (eds.) (1999*), Desequilibrios territoriales en España y en Europa,* Ariel, Barcelona.

CASTELLS, A.; COSTA, M., y FRIGOLA, R. (1988), «Financiación autonómica y distribución regional de la renta», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 35.

CASTELLS, A.; COSTAS, J. C., y PARELLADA, M. (1981), «Efectos distributivos regionales de las finanzas del gobierno central y flujos de mercancías y servicios en España», *Investigaciones Económicas*, 16.

CASTELLS, A., y PARELLADA, M. (1993*), Los desequilibrios territoriales en España,* Fundación Argentaria, Madrid.

CASTELLS, A., y OTROS (2000), *Las balanzas fiscales de las Comunidades Autónomas (1991-1996)*, Ariel, Barcelona.

CATSAMBAS, T. (1978), *Regional Impacts of Federal Fiscal Policy*, Lexington Books.

— (1980), «Sustitubality, separability and the distributional implications of public good», *Public Finance Quarterly*, 8, 3.

COLLDEFORNS, M., y MALUQUER, S. (1994), «Las balanzas fiscales de Cataluña con la Administración Central del Estado y la Comunidad Europea, en *La economía catalana ante el cambio de siglo*, BBV-Generalitat de Cataluña.

CONRAD, A. H. (1954), «Redistribution through Government Budgests in the United States», En PEACOCK (1954).

CORREA, D., y MALUQUER, S. (1998), *Efectos regionales del presupuesto europeo en España,* Generalitat de Catalunya, Barcelona.

DODGE, D. A. (1975), «Impact of tax, transfers, and expenditure Policies of government on the distribution of personal income in Canada», *Income and Wealth*, 21, 1.

DUE, J. F. (1954), *Goverment Finance. An Economic Analysis*, Inwin, Homewood. Versión castellana: *Análisis económico de los impuestos*, Aguilar, Madrid, 1961. Existe edición posterior a cargo de Editorial Ateneo, Buenos Aires.

ESTRUCH MANJÓN, A. (1995), «Los efectos distributivos del gasto social central y autonómico, diez años después», *Hacienda Pública Española*, 135.

FOXLEY, A.; ANINAT, E., y ARELLANO, J. P. (1977), *¿Quiénes se benefician de los gastos públicos?*, Estudios de CEPLAN, 10.

— (1979), «La política fiscal como elemento redistributivo: la experiencia chilena», *El Trimestre Económico*, XLVI, 184.

— (1981), *La desigualdad económica y la acción del Estado,* FCE, *México.*

GARCÍA-SOLANES, J., y LOSA, A. (1995), «Los efectos redistributivos regionales de las prestaciones económicas distributivas de la seguridad social», *Hacienda Pública Española*, 132.

GILLESPIE, W. I. (1965), «Effects of public expenditures on the distribution of income», en MUSGRAVE, (ed.) (1965).

— (1966), «The incidence of taxes and public expenditure in the canadian economy», *Studies of the Royal Commision on Taxation*, n.º 2, Ottawa.

GIMENO, J. A. (1993), *Incidencia del gasto público por niveles de renta*, Fundación Argentaria, Madrid.

— (1996), «Los beneficios del gasto público: propuesta metodológica y aplicación a España», en VV. AA. (1996).

GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1994), «Estado de bienestar, crecimiento económico y distribución de la renta», en CARAMÉS (ed.) (1994).

GREENE, K. V. (1973), «Collective decision-making models and the measurement of benefits in fiscal incidence studies», *National Tax Journal*, 26, 2.

HANSEN, W. L., y WEISBROD, B. (1969), *Benefits, Costs and Finance of Public Higher Education*, Markham, Chicago.

HERCE, J. A. (ed.) (2000), *Financiación autonómica: aspectos económicos y debate político*, FEDEA, Madrid.

JAÉN, M., y MOLINA, A. (2000), «Redistribución de la renta a través del gasto público: el caso andaluz», en CARAMÉS, L. (dir.) (2000).

JALLADE, J. P. (1974), *Public Expenditure on Education and Income Distribution in Colombia,* John Hopkins University Press, Baltimore.

LAMBERT, P. (1989), *The distribution and redistribution of income,* Basil Blackwell.

LANJOUW, P., y RAVALLION, M. (1999), «Benefit incidence, public spending reforms, and the timing of program capture», *World Bank Economic Review*, 13, 2.

LE GRAND, J. (1982), *The Strategy of Equality*, Allen and Unwin, Londres.

— (1984), «Evaluation de l'impact redistributif des dépenses publiques. Quelques problemes methodologiques», *Consommation*, 3.

LÓPEZ CASASNOVAS, G., y MARTÍNEZ GARCÍA, E. (2000), «La balanza fiscal de Catalunya amb el govern central», Universitat Pompeu i Fabra (mimeo).

MAITAL S. (1979), «Measurement of net benefits from public good: A new approach using survey data», *Public Finance*, 34, 1.

McGUIRE, M. C., y AARON, H. (1969), «Efficiency and equity in the optimal suply of a public good», *Review of Economics and Statistics*, 51.

MCLURE, C. E. (1974), *On the Theory and Methodology of Estimating Benefit and Expenditure Incidence*, Willian Marsh Rice University, Houston.

MCLURE, CH. (1988), *Fiscal Policy and Equity in Developing Countries,* The Hoover Institution, Stanford University.

MEDEL, B., y MOLINA, A. (1984), «Enfoques metodológicos sobre la incidencia del gasto público: una panorámica», *Hacienda Pública Española*, 91.

MEDEL, B.; MOLINA, A., y SÁNCHEZ, J. (1988), *Los efectos distributivos del gasto público en España,* Fundación FIES, Madrid.

— (1990a), «La distribución del gasto del estado en educación en España», *Investigaciones Económicas*, 14.

— (199b), *Gasto público y distribución de la renta: aspectos metodológicos*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

— (1991), «La incidencia del gasto público: veinte años después», *De Economía Pública*, 11.

— (1992), «Distributional effects of public expenditures in Spain», *Public Finance*, 2.

MEERMAN, J. (1978), «Do empirical studies of budget incidence make sense?», *Public Finance,* 33, 3.

— (1980), «Are public goods public goods?», *Public Choice*, 35, 1.

MOLINA, A. (1983), *La incidencia del gasto público. Distribución personal del gasto presupuestario en España*, tesis doctoral, Málaga.

MOLINA, A., y JAÉN, M. (1992), «La incidencia del gasto público. Un análisis comparativo», *Cuadernos de Información Económica*, 67.

— (1994a), *Incidencia espacial de los gastos de transferencia de la seguridad social: una aproximación*, Fundación BBV, Bilbao.

— (1994b), *Gasto público y redistribución de la renta. España 1981-1987,* Fundación BBV, Bilbao.

— (1994c) «Gasto público y redistribución de la renta: España 1981-1987», *Hacienda Pública Española*, 130.

MONASTERIO, C. (2000), *Balanzas fiscales y financiación autonómica*, Junta de Andalucía, Sevilla.

MUSGRAVE, R. A. (1959), *Teoría de la Hacienda Pública*, Aguilar, Madrid, 1967.

— (ed.) (1965), *Essays in Fiscal Federalism*, Brookings Institution, Washington.

MUSGRAVE, R. A.; CASE, K. E. y LEONARD, H. (1974), «The distribution of fiscal burdens and benefits, *Public Finance Quarterly*, 2, 3.

MUSGRAVE, R. A.; COOK, C. L. D., y FRANCE, L. (1951), «The distribution of taxes payment by income class: a case studie for 1948», *National Tax Journal,* 4.

NG, Y. K. (2000), *Efficiency, Equality and Public Policy*, Macmillan, Londres.

NISSEL, M., y PERETZ, J. (1976), «Effects of taxes and benefits at household income 1974», *Economic Trends*, febrero.

NORDHAUS, V., y TOBIN, J. (1970), «Is growth obsolete?», *Economic Growth*, NBR, Nueva York.

PABLOS, L. DE (1998), *Introducción al estudio de la incidencia del gasto público*, Universidad Complutense, Madrid.

PABLOS, L. DE; UTRILLA, A., y VALIÑO, A. (1993*), Una aproximación al balance fiscal de Andalucía*, Instituto de Desarrollo Regional.

PABLOS, L. DE, y VALIÑO, A.(2000), *Economía del gasto público: control y evaluación,* Civitas, Madrid.

PEACOCK, A. (ed.) (1954), *Income Redistribution and Social Policy*, Jonathan Cape, Londres.

PÉREZ ESPARRELL, M. C. (1996), *Aspectos económicos de la intervención pública en la financiación de la educación superior*, tesis doctoral, Universidad Complutense, Madrid.

PÉREZ ESPARRELLS, C. (1999), «La equidad en la educación. Una aproximación al impacto redistributivo del sector público en la educación en España», en VENTURA BLANCO, J. (ed.) (1999).

PFAFF, M., y ASSAM, W. (1978), «Distributive effects of real transfers via public infraestructure: Conceptual problems and some empirical results», en GRILICHES, Z.; KRELLE, W.; KRUPP, H. J., y KYN, O., *Income Distribution and Economic Inequality*, Campus, Francfort.

POOLE, K. E. (1951), *Fiscal Policies and Economy,* Prentice Hall, Nueva York.

PRUD'HOMME, R. (1999), «Flujos fiscales interregionales en siete países europeos», en CASTELLS, A., y BOSCH, N. (eds.) (1999).

ROIG, M. (1983) «La distribución espacial en España de los beneficios derivados del Gasto Público del Estado: aspectos metodológicos y ejercicio de aplicación», *Presupuesto y Gasto Público*, 17.

— (1987), «El reparto por comunidades autónomas de los beneficios del gasto presupuestario del gobierno central», *Revista Valenciana de Hacienda Pública*, septiembre-diciembre.

RUIZ-HUERTA, J. (1995), *Relaciones y contradicciones entre la distribución personal y la distribución espacial de la renta,* Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

SAMUELSON, P. (1969), «Contrast between welfare conditions for joint suply and for public goods», *Review of Economics and Statistics*, febrero.

SÁNCHEZ CAMPILLO, J. (1996), *Los efectos distributivos del gasto público destinado a enseñanza superior en la Universidad de Granada y en España*, Universidad de Granada.

— (1999), «Equidad e igualdad en la financiación de la enseñanza superior», en VENTURA BLANCO, J. (ed.) (1999).

SÁNCHEZ MALDONADO, J., y GÓMEZ SALA, J. S. (2000), «Balanzas fiscales, financiación autonómica e impuestos sobre el consumo: algunas reflexiones para el futuro», en HERCE, J. A. (ed.) (2000).

SELMA, M. (1957) «Distribution of Federal expenditures among the states», *Review of Economics and Statistics*, 39.

SNODGRASS, D. R. (1974), «The fiscal system as an income redistributor in West Malaysia», *Public Finance*, 29.

TIDEMAN, T. N. y TULLOCK, G. (1979), «Un proceso nuevo y superior de elección social», *Hacienda Pública Española,* 60.

TUCKER, R. S. (1954), «The distribution of government burdens and benefits», *American Economic Review. Papers and Proceedings*, 43.

TULLOCK, G. (1979), *Los motivos del voto. Un ensayo de Economía Política*, Espasa-Calpe, Madrid.

URIEL, E. (2000), «Análisis de la incidencia regional de los ingresos y gastos de la Administración pública central», mimeo.

UTRILLA, A. (1996), «La actuación del sector público desde una perspectiva regional. Una aproximación al cálculo de los balances fiscales por comunidades autónomas», *Hacienda Pública Española*, 67.

UTRILLA, A.; SASTRE, M., y URBANOS, R. M. (1997*), La regionalización de la actividad del sector público español por agentes. Análisis y evolución*, Fundación FIES, Madrid.

— (1997), «La territorialización de los ingresos y gastos públicos por administraciones: dos enfoques alternativos», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 68.

VENTURA BLANCO, J. (ed.) (1999*), Perspectivas económicas de la educación,* Universidad de Barcelona.

VV. AA. (1996*), Dilemas del Estado de Bienestar*, Argentaria/Visor, Madrid.

— (2000), «Balanzas fiscales de las comunidades autónomas con la administración central. 1996», Consejería de Economía y Hacienda, Junta de Andalucía, Sevilla, mimeo

WULF, L. DE (1975), «Fiscal incidence studies in developing countries: Survey and critique», *Staff Papers*, 22, 1. Existe versión castellana, por la que se cita, en *Revista de Derecho Financiero y de Hacienda Pública*, 119.

— (1981), «Incidence of budgetary outlays: Where do we go from here?», *Public Finance*, 36, 1.

Resumen

El presente trabajo realiza un análisis de los estudios de incidencia del gasto público realizados en España. Tras repasar las principales consideraciones metodológicas, el artículo analiza los diversos estudios de asignación del gasto público tanto en su vertiente de distribución personal como en la de asignación territorial.

Palabras clave: gasto público, incidencia, redistribución, España.

Abstract

This article conducts an analysis of the studies of the impact of public spending carried out in Spain. After reviewing the main methodological considerations, the article analyses the different studies of the allocation of public spending both in its personal distribution and territorial assignment aspect.

Key words: public spending, impact, redistribution, Spain.

JEL Classification: H500.

LA INCIDENCIA IMPOSITIVA Y LA REDISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA: UN ANÁLISIS EMPÍRICO

Samuel CALONGE
Antonio MANRESA

I. INTRODUCCIÓN

EN este trabajo efectuamos una estimación de la *distribución de la carga impositiva* que, durante el año 1990, soportaron las economías domésticas que configuran el conjunto de la sociedad española. La distribución de la carga se calcula asignándole a cada unidad familiar aquellos impuestos que le corresponde pagar en función de las diferentes actividades que desarrollan en el plano económico. Así, en cuanto consumidores, los hogares pagan aquellos impuestos que gravan el consumo, el impuesto sobre el valor añadido (IVA), los impuestos especiales y los impuestos ligados a la importación; mientras que como propietarios de los factores de producción, de la riqueza y de las rentas que genera la economía, les corresponde soportar aquellos tributos que gravan el uso de tales factores (como el impuesto de sociedades y las cotizaciones a la seguridad social), además de los que inciden sobre su renta personal y su riqueza (el impuesto personal sobre la renta de las personas físicas y sobre el patrimonio (IRPF y IPPF respectivamente). También tenemos en cuenta otros impuestos de carácter local, como, por ejemplo, el impuesto sobre circulación de vehículos y sobre inmuebles residenciales. Todos estos tributos no sólo representan cualitativamente al conjunto del sistema fiscal español, sino también cuantitativamente, dado que suponen el 92,64 por 100 del total de la recaudación efectuada por la Administración pública durante el ejercicio de 1990.

El resultado, a modo de síntesis, que arroja nuestro análisis es que *el sistema impositivo español es ligeramente progresivo.* Lógicamente, este resultado no está exento de hipótesis y condicionantes, reflejo de una metodología. Dicha metodología sigue los pasos iniciados por Pechman y Okner (1974) y Pechman (1985) en sus estudios realizados sobre la incidencia económica y distribución impositiva del sistema fiscal de los Estados Unidos, y descansa fundamentalmente sobre dos soportes importantes. Por una parte, es imprescindible una base de datos representativa de todos los hogares de la economía que nos informe sobre, o refleje lo más fielmente posible, aquellas actividades económicas que nos permitan realizar el análisis fiscal. El otro soporte metodológico se manifiesta en las *hipótesis de incidencia*, o traslación, de los impuestos que son objeto de estudio. Es decir, aquellas hipótesis que nos permiten identificar al verdadero sujeto económico sobre el que recae el impuesto correspondiente.

La información a partir de la cual elaboramos nuestros resultados es la «muestra de fusión estadística (1990)», (véase Alegre, Arcarons, Calonge y Manresa, 2000), obtenida mediante un enlace estadístico realizado entre la *Encuesta de presupuestos familiares* 1990-91 (EPF90-91) y una muestra representativa del panel de declarantes del IRPF del año 1990 del Instituto de Estudios Fiscales. Nuestra base de datos, por lo tanto, combina patrones de gastos de los hogares con ingresos y obligaciones fiscales obtenidos directamente de las fuentes tributarias, además de otra información relevante como la categoría socioeconómica, la composición de la familia, etc. Tomando este conjunto de datos como fuente primaria de información, aplicando la legislación vigente para cada impuesto y utilizando las correspondientes hipótesis de incidencia, obtenemos para cada hogar cuál es el porcentaje que paga de cada uno de los impuestos que contemplamos. Una vez establecidos los cálculos correspondientes, agrupamos a los hogares en decilas de renta disponible. Esta información, plasmada en los cuadros n.os 4 a 9, permite establecer la distribución porcentual de la carga fiscal de cada impuesto para cada decila de hogares. Por otra parte, los índices de progresividad y redistribución fiscal para cada impuesto y para el sistema fiscal en su conjunto (véanse cuadros n.os 10, 11 y 12), Kakwani, Suits y Reynols-Smolensky indican claramente la progresividad del IRPF español, la regresividad de los impuestos indirectos (IVA y especiales) y la casi proporcionalidad, de las contribuciones a la seguridad social. El resultado de combinar estos índices parciales ofrece un índice global que nos permite afirmar que el *sistema fiscal español en el año 1990 es ligeramente progresivo*. Este resultado, válido bajo dos escenarios de incidencia diferentes, es distinto del obtenido por parte de los autores en Manresa, Calonge y Berenguer (1996), donde, utilizando como base de datos únicamente la EPF90-91, se ob-

serva que el sistema español en 1990 es proporcional. Sin duda la nueva base de datos que utilizamos en este trabajo mejora la información respecto a los impuestos directos, y por lo tanto capta más fielmente la progresividad de éstos, y particularmente del IRPF, de 1990. Las conclusiones del trabajo pueden ser extrapoladas para años más recientes, 1996-98, teniendo en cuenta que la estructura impositiva no sufre modificaciones relevantes durante estos años. No obstante, tras la reforma impositiva del IRPF, aplicable en 1999 y 2000, podemos inducir que muy posiblemente ésta ha impulsado al sistema impositivo español actual hacia la proporcionalidad.

Debemos mencionar que la literatura es abundante en estudios cuantitativos parciales sobre el sistema impositivo español. En el ámbito de los impuestos directos, podemos señalar, entre otros, los trabajos sobre la progresividad del IRPF de Lasheras, Rabadán y Salas (1993) y Salas (1994), quienes, utilizando muestras aleatorias de la base de datos de declarantes del impuesto, estudian y comparan para diversos ejercicios fiscales el impacto de esta figura impositiva en la redistribución de la renta (medida ésta pór la base imponible de los contribuyentes del IRPF). Los resultados de estos trabajos se sitúan plenamente en la misma dirección que los obtenidos aquí.

Entre los estudios sobre la progresividad o no de los impuestos que gravan el gasto en consumo de bienes y servicios, merece atención el trabajo de Mayo y Salas (1993). En éste se demuestra, utilizando el índice de Kakwani, que la distribución del IVA respecto al gasto total efectuado por las familias muestrales de la EPF90-91 posee cierta progresividad. Sin embargo, la regresividad de este impuesto queda de manifiesto cuando medimos el impacto redistributivo del IVA en relación con la renta disponible de cada decila. Esta regresividad también se manifiesta para los impuestos especiales y sobre bienes importados.

En relación con la incidencia redistributiva de las cuotas pagadas a la seguridad social, debemos mencionar el trabajo de Argimón y González-Páramo (1987) para los años 1980-84, y el de Rabadán y Salas (1995) para 1990-92. Su análisis se restringe al colectivo de trabajadores por cuenta ajena y descansa sobre la hipótesis de que todas las cotizaciones recaen sobre el trabajador. Sus resultados revelan una acusada regresividad del impuesto en relación con una denominada, por los autores, base imponible ampliada. Lo que nos indican nuestros resultados, respecto a este impuesto (proporcionalidad y/o ligera progresividad con relación a la renta) complementa a los anteriores. Es esta complementariedad respecto a los estudios paralelos realizados hasta ahora lo que queremos destacar como la principal contribución de este trabajo, arrojando mejores perspectivas al conocimiento empírico de la Hacienda pública española. Esperamos también que nuestro trabajo, como otros, contribuya como un punto más de referencia al debate que genera cualquier reforma fiscal que contemple a la equidad y la redistribución de rentas como variables importantes de cualquier evaluación de un sistema impositivo.

La organización del artículo es la siguiente. En el apartado II enunciamos y discutimos las hipótesis de incidencia, además de cuantificar la representatividad de los impuestos que se consideran; en el III mostramos y discutimos los resultados del trabajo; el apartado IV cierra el trabajo con algunas conclusiones.

II. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA INCIDENCIA IMPOSITIVA

Uno de los aspectos que plantea el análisis empírico de la incidencia impositiva es la cuantificación de la carga impositiva que provoca un determinado impuesto y la identificación del agente económico sobre el que recae. Para realizar este ejercicio, debemos distinguir, como es usual en la literatura de Hacienda Pública, entre el sujeto o agente sobre el que legalmente recae el gravamen (incidencia estatutaria del impuesto) y la unidad económica que efectivamente soporta el impuesto (incidencia económica del impuesto). En general, los agentes económicos intentarán trasladar hacia otros agentes de la economía el quebranto monetario que les inflige el sistema legal impositivo. Por ejemplo, los propietarios de las empresas intentarán trasladar los impuestos que pagan sobre sus beneficios bien hacia los consumidores de sus productos (aumentando los precios de éstos), o bien hacia los trabajadores de su empresa (reduciendo sus salarios). Los consumidores/trabajadores intentarán trasladar, a su vez, estos impuestos hacia los empresarios negociando mayores salarios. El resultado final de esta situación dependerá del poder de negociación que puedan ejercer los agentes en el mercado correspondiente. Cuando este mercado es competitivo, tal poder de negociación se refleja en las elasticidades de la oferta y la demanda. Por tanto, uno de los aspectos más importantes del análisis relativo a la incidencia impositiva es establecer

quién, en último término, acaba pagando cada uno de los impuestos.

A pesar del progreso realizado en la metodología del análisis impositivo (véase Joint Committee on Taxation, 1993), los economistas no se ponen de acuerdo sobre la incidencia económica de algunos de los impuestos más importantes de un sistema fiscal, en particular la de aquellos que afectan al uso de los factores capital y trabajo. Una vía para soslayar esta incertidumbre relativa a la incidencia económica de un impuesto consiste en establecer un conjunto de supuestos o hipótesis de traslación de dichos impuestos. Una vez establecidas dichas hipótesis de incidencia, debemos completar el análisis identificando a la unidad económica sobre la que se realiza el estudio, la unidad familiar, y fijando el horizonte temporal del mismo, que en nuestro caso es una anualidad.

Si bien la familia es la unidad económica estándar en casi todo este tipo de estudios, la utilización del período anual se ha puesto en cuestión por alguna literatura (Fullerton y Rogers, 1993), que considera el ciclo vital de la familia como el período más adecuado para el análisis de la incidencia impositiva. Este tipo de enfoque consiste en comparar el valor presente de la carga impositiva que soporta la familia con la renta actualizada que percibe a lo largo de la vida. No obstante, otros autores (Barthold, 1993), aun reconociendo la superioridad teórica del enfoque de «ciclo vital», argumentan que el análisis «anual» es más práctico desde el punto de vista de la política económica que preocupa a las administraciones públicas. Este enfoque, iniciado por Pechman y Okner (1974) y Pechman (1985), es el que, como ya hemos señalado, seguiremos en el presente trabajo. En consonancia con la metodología iniciada por estos hacendistas, tenemos que resaltar que los resultados sobre la distribución impositiva dependerán críticamente de los aspectos siguientes:

1) La magnitud y representatividad de los impuestos que consideramos en relación con el conjunto del sistema fiscal.

2) Las hipótesis de traslación o incidencia realizadas sobre cada impuesto.

3) La información de base y la metodología empleadas en la estimación de la carga fiscal que soporta cada unidad económico-familiar.

A continuación, nos ocuparemos de desarrollar estos puntos.

1. Magnitud y representatividad de los impuestos

El cuadro n.º 1 muestra los impuestos que consideramos en este trabajo. Su representatividad, respecto al total de aquellos recaudados por la Administración pública, alcanza el 92,64 por 100 para el año 1990. La última columna del cuadro n.º 1 muestra el porcentaje que representa cada impuesto en la recaudación total del año 1990.

Las columnas primera y segunda de dicho cuadro muestran, respectivamente, la composición porcentual (estimada y real respectivamente) de los impuestos en relación únicamente con el total de los que consideramos en este trabajo (1). Como se puede observar, con la excepción de los impuestos especiales, ambas columnas presentan porcentajes bastante similares. La columna tercera indica el grado de cobertura, es decir, el porcentaje de la recaudación de impuestos estimados respecto a la recaudación verdadera del impuesto. En dicha columna podemos observar que la recaudación obtenida teóricamente del IRPF, a partir de la información que ofrece la muestra de fusión estadística, asciende al 88,82 por 100 de la que ofrece la Contabilidad Nacional para 1990, y representa el 93,4 por 100 de la registrada en las memorias tributarias del Ministerio de Hacienda. En el caso de los impuestos locales (impuestos sobre circulación de vehículos e IBI), hemos identificado la cifra estimada con la oficial. En relación con los tres últimos impuestos que aparecen en el cuadro n.º 1, hemos imputado la cifra media de cobertura de los cinco primeros, esto es, el 90,98 por 100, evitando así sesgos en la distribución. Hemos dejado fuera de nuestro trabajo impuestos como transmisiones patrimoniales y actos jurídicos documentados, los impuestos sobre el capital, tasas y otros impuestos de tipo local, debido a la falta de información que nos permita asignar dichos impuestos con cierta fiabilidad. No obstante, pensamos que las figuras fiscales consideradas y su peso cuantitativo, son suficientemente representativas de la totalidad del sistema fiscal español correspondiente al año 1990. Conviene también indicar, según el cuadro n.º 1, la gran similitud existente entre las cifras reales y las estimadas relativas a los tipos efectivos medios de los impuestos más importantes del sistema fiscal.

También queremos poner de manifiesto que las conclusiones de nuestro análisis se pueden extender más allá del año 1990. Para ello consideramos la composición porcentual del conjun-

CUADRO N.º 1

ESTRUCTURA IMPOSITIVA

Impuesto	*Composición Estimada (porcentaje)*	*Composición real (porcentaje)*	*Grado de cobertura*	*Recaudación impuestos (millardos)*	*Porcentaje s/ total impuestos sistema*
Impuesto sobre la renta (IRPF)	24,41	23,83	88,82 (c)	3.838,94	21,55
Impuestos especiales	3,60	5,95	52,40	958,30	5,51
Vehículos e IBI	1,08	0,91	100,00	146,30	0,84
IVA	17,90	15,43	100,00	2.485,58	14,30
Seguridad social trabajador (a)	10,83	10,77	87,23	1.734,14	9,97
Seguridad social empleador (b)	31,48	30,84	93,42	4.967,43	28,57
Total (a)+(b)	42,31	41,61	83,16	6.701,57	38,54
Impuesto Sociedades	10,32	9,83	90,99	1.584,06	9,11
Importación	1,92	1,83	90,99	294,55	1,70
Patrimonio	0,63	0,60	90,99	97,13	0,60
Total	100,00	100,00	90,99	16.106,43	92,64

(a) Incluye pagos de asalariados y no asalariados a la seguridad social.
(b) Incluye pagos de empleadores y cotizaciones ficticias del sector público.
(c) El grado de cobertura del irpf es del 93,4 por 100 respecto a las memorias tributarias.

Tipos efectivos medios	*Real (porcentaje)*	*Estimado (porcentaje)*
t_p, Impuesto sobre la Renta	15,70	15,10
t_v, IVA	8,46	8,25
t_s, Contribución seguridad social	27,38	27,77

to de todos los impuestos recaudados por las administraciones públicas para los años 1986, 1990, 1996 y 1998 que nos ofrece el cuadro n.º 2. En efecto, en este cuadro podemos observar que la evolución de dicha composición porcentual es muy similar entre el año 1990 y los años 1996-98. Durante estos años se observa una ligera tendencia hacia el aumento de los impuestos indirectos (ligados a la producción y la importación), que pasan de representar el 27,9 por 100 en 1990 al 28,5 por 100 y 30,2 por 100 en 1996 y 1998, respectivamente. Por otra parte, se observa que el peso de los impuestos directos (sobre la renta y el patrimonio) disminuyen, pasando del 33,78 por 100 en 1990 al 31,4 por 100 en 1996 y 1998. También vemos que el peso relativo de las cotizaciones a la seguridad social aumenta en casi dos puntos entre 1990 y 1996, para después descender en 1998 a los mismos niveles de 1990. Debemos señalar además que el año 1986 presenta claramente un sistema fiscal ligeramente más regresivo que cualquiera de los años subsiguientes de referencia, con un mayor peso relativo de los impuestos indirectos sobre los directos.

Por último, indicamos que la presión fiscal (impuestos como porcentaje del PIB) se ha mantenido durante los años 1990, 1996 y 1998 en el 35 por 100, lo que implica casi cuatro puntos por encima de aquella presión soportada en el 1986 por la economía española. Respecto a la *ratio* entre el total de impuestos y la renta bruta de los hogares, se observa que ésta se mantiene constante en el 50 por 100 en los años 1990 y 1996, aumentando en dos puntos en el año 1998. Estas cifras suponen un aumento considerable (cinco puntos) respecto a esta *ratio* observado en 1986.

2. Hipótesis de incidencia

Siguiendo a Pechman (1985, cap. 3) hemos seleccionado el conjunto de hipótesis de incidencia siguientes:

1) Los impuestos sobre la renta personal y patrimonio recaen sobre aquellos que legalmente pagan el impuesto, y por tanto no se trasladan.

2) Los impuestos sobre el valor añadido, los especiales y los ligados a la importación recaen sobre los consumidores de aquellas mercancías que incorporan en su precio tales impuestos. Los consumidores pagarán éstos en alguna proporción del valor de su consumo.

3) Los impuestos pagados a la seguridad social por los trabajadores (empleados o no) y autoempleados no se trasladan. Por

CUADRO N.º 2

	1986	1990	1996	1998
Impuestos + Cotizaciones	**100**	**100**	**100**	**100**
Ligados producción importación	*33,0400*	*27,9363*	*28,5621*	30,2
IVA	13,6321	13,9538	14,6546	
Ligados producción	16,4122	12,3290	13,8536	
Ligados importación	2,9957	1,6536	0,0540	
Sobre renta y patrimonio	*25,7903*	*33,7848*	*31,3706*	31,4
IRPF	16,9330	21,5514	21,8472	
Patrimonio	0,3204	0,5453	0,4243	
Impuesto General Sociedades	5,4667	8,8928	6,0543	
Otros	3,0701	2,7953	3,0449	
Sobre el capital	*0,5874*	*0,6569*	*0,7538*	0,8
Cotizaciones sociales reales	*37,3297*	*35,2262*	*36,6933*	
a cargo empleadores	26,6003	25,4909	25,6721	
a cargo asalariados	6,3358	5,5816	6,1062	
a cargo no asalariados	4,3936	4,1537	4,9150	
Cotizaciones sociales ficticias	*3,2525*	*2,3958*	*2,6202*	
Total cotizaciones	40,5823	37,622	39,3135	37,6
Total impuestos recaudados (*millones pesetas corrientes*)	10.294.421	17.812.907	26.234.163	30.666.400
Recaudación/PIB	31,85	35,52	35,57	35,8
Recaudación/renta disponible hogares	44,86	50,92	50,73	52,6

lo tanto, son soportados por estos agentes económicos.

4) Las cuotas que pagan los empleadores a la seguridad social se trasladan en proporción de un tercio hacia los consumidores (elevando el precio de sus productos) y dos tercios hacia los trabajadores. También se considerará la hipótesis alternativa de que este impuesto recaiga *todo sobre los trabajadores*.

5) Un tercio del Impuesto sobre Sociedades recae sobre los propietarios de las empresas societarias, otro tercio se traslada a los consumidores y el tercio restante lo paga los perceptores de rentas de la propiedad en su conjunto. También se considerará la hipótesis alternativa de que este impuesto recaiga en la proporción de *dos tercios sobre los propietarios del capital y un tercio al consumo.*

6) El impuesto sobre bienes inmuebles residenciales recae bien sobre el inquilino, si ésta es la situación del que lo habita, o sobre el propietario que la ocupa. El impuesto sobre circulación de vehículos (turismos) lo paga el propietario.

Aunque los supuestos 1), 2), 3) y 6) son aceptados ampliamente en la literatura, debemos señalar que en determinados sectores económicos con estructura de mercado de oligopolio, como pueden ser algunos servicios profesionales (médicos, arquitectos, etc.), la hipótesis de que los impuestos directos y la seguridad social son pagados por los profesionales autónomos puede quedar en entredicho, dado que es plausible que estos agentes trasladen tales impuestos a sus clientes. Esta posibilidad exige un mayor refinamiento de las hipótesis de incidencia, que no contemplamos en nuestro análisis. Respecto a la hipótesis 3), relativa a la traslación de las cuotas de la seguridad social, también debemos mencionar que, en la medida que nuestro enfoque es anual, no consideramos que las cuotas pagadas por el trabajador constituyen un salario diferido, como debería ser contemplado bajo un enfoque de ciclo vital. Sin embargo, y así lo señala Pechman, las dificultades más importantes para identificar los supuestos correctos de incidencia se sitúan en el ámbito de las cuotas patronales a la seguridad social y en el Impuesto de Sociedades.

Respecto a este último debemos señalar la condición de impuesto sobre el ahorro que le atribuye una parte de la literatura. Desde esta perspectiva, no conviene olvidar que en un mercado eficiente de capitales el

precio de los activos en equilibrio determinará o reflejará una tendencia a la igualdad de las tasas netas de rendimiento de cada activo. Esto supone que no sólo es el propietario de las acciones de corporaciones o sociedades quién carga con el impuesto, sino también el que percibe rentas que proceden de otros activos en general. Por otro lado, una parte de la literatura también considera que este impuesto se traslada a los productos finales por parte de las empresas. Nuestro supuesto de traslación refleja en cierta forma nuestra ignorancia cuantitativa sobre la proporción en que éste recae sobre los agentes que señala la literatura (véase al respecto el trabajo de Quirmbach, Swenson y Vines, 1996).

La cuestión relevante, en relación con el impuesto pagado por los empleadores a la seguridad social, es conocer en que proporción la empresa traslada este impuesto al trabajador (disminuyendo sus salarios nominales) y/o a los precios de sus productos. Afortunadamente, esta cuestión empírica ha sido objeto de estudio para la economía española, entre otros (2), por los trabajos de Argimón y González Páramo (1987) y Escobedo (1991 y 1992). La conclusión básica que arrojan las diversas estimaciones realizadas por los primeros autores es que no es posible descartar la hipótesis de que ambas partes de la contribución a la seguridad social sean soportadas únicamente por el factor trabajo. En la misma dirección apuntan los resultados del trabajo de Escobedo. Nuestras hipótesis de incidencia reflejan así las conclusiones de esta literatura.

3. Base de datos y estimación de la carga fiscal

Los datos que hemos utilizado provienen de la denominada «muestra de fusión estadística-1990». Esta base de datos es la que resulta de enlazar mediante procedimientos estadísticos dos fuentes de información independientes: la *Encuesta de presupuestos familiares* 90-91 (INE) y una muestra del panel de declarantes del IRPF para el año 1990, del Instituto de Estudios Fiscales (3).

La estimación de los diversos impuestos asignados a los hogares españoles se ha realizado de la manera siguiente. En consonancia con la hipótesis de incidencia, el IRPF estimado a partir de la muestra de fusión ha sido atribuido al hogar cuyos miembros soportan estatutariamente dicho impuesto. Mediante el mismo procedimiento, también podemos asignar los impuestos locales (IBI y vehículos), además de las cuotas pagadas a la seguridad social por los trabajadores y aquella parte soportada por los trabajadores, aunque pagada por los empleadores. Tanto el IVA como los impuestos especiales se asignan a partir del valor, observado en la muestra de fusión, de los gastos realizados por los consumidores en determinados grupos de bienes, aplicando a cada grupo el tipo efectivo medio correspondiente. La parte trasladada a consumo del Impuesto de Sociedades, de las cuotas pagadas por los empleadores a la seguridad social y de los impuestos sobre las importaciones ha sido imputada en proporción al consumo realizado por cada uno de los hogares respecto al total de gasto en consumo. La parte del impuesto de sociedades que pagan los propietarios del capital ha sido distribuida entre éstos en proporción a sus ingresos que provienen de las rentas del capital (intereses, dividendos, valor de los alquileres imputados a las viviendas) respecto al total de dichas rentas.

III. DISTRIBUCIÓN Y PROGRESIVIDAD DE LA CARGA FISCAL

En este apartado mostramos, por medio de diversos cuadros, la distribución de la carga fiscal relativa a los impuestos mencionados en el apartado anterior. También ofrecemos algunos índices que sintetizan el grado de progresividad y redistribución de los impuestos. En el análisis se contemplan dos hipótesis de incidencia, relativas a la traslación de los impuestos, que afectan a las rentas de los factores. En la primera hipótesis (*hipótesis de incidencia 1*) suponemos que los impuestos sobre sociedades se trasladan a partes iguales entre los propietarios del capital, los precios de los bienes de consumo y los propietarios de activos reales. Además se supone que las cuotas pagadas a la seguridad social por parte de los empleadores se trasladan en la proporción de dos tercios hacia los trabajadores y de un tercio hacia el consumo. La segunda hipótesis (*hipótesis de incidencia 2*) es más progresiva que la primera y contempla una traslación del impuesto de sociedades en la proporción de dos tercios hacia los propietarios de las rentas del capital y un tercio al consumo. Respecto a las cuotas patronales a la seguridad social, en esta segunda hipótesis suponemos que son soportadas íntegramente por los trabajadores. Nuestro análisis también contempla, dentro de la hipótesis *1* de incidencia, escalas de equivalencia respecto a los ingresos

CUADRO N.º 3

DEFINICIÓN DE RENTA DISPONIBLE (*)

Salarios, pensiones brutas y desempleo
(incluye salarios en especie)

+

Rentas del capital y de la propiedad.
(Incluye entre otros, intereses y dividendos recibidos antes de retenciones, alquiler bruto y una *proxy* de la renta fiscal de la vivienda propia).

+

Pensiones no contributivas y otras prestaciones.

+

Ingresos brutos empresas personales (autónomos).

+

Transferencias regulares y extraordinarias.

–

Impuestos estimados sobre la renta y el patrimonio.

–

Impuestos locales (IBI y vehículos).

–

Cotizaciones sociales (trabajador y desempleo).

–

Intereses pagados y otros gastos deducibles de la renta del capital y de la propiedad.

–

Gastos deducibles empresas personales
(incluye impuestos ligados a la actividad productiva).

=

Renta disponible familiar.

(*) Debemos mencionar que en esta definición no incluimos como ingresos las ganancias netas de capital (plusvalías) ni los beneficios no distribuidos por las sociedades de las que son propietarias algunas familias.

y pagos impositivos de los hogares que permiten comparar mejor hogares de distintos tamaños de personas. La escala que hemos utilizado es la siguiente: escala = (n.º adultos + 0,5 n.º hijos)^{0,5}, propuesta por Aronson *et al.* (1994) y ampliamente aceptada en la literatura.

Para calcular la distribución impositiva, hemos seguido el procedimiento siguiente. Una vez estimada para cada familia su carga fiscal, siguiendo el procedimiento descrito en el apartado anterior, se ordenan éstas de menor a mayor *renta disponible* (véase la definición en el cuadro número 3) y se obtienen las correspondientes decilas de renta. A partir de esta información, —es decir, la carga fiscal estimada para cada impuesto y para cada una de las familias, y la ordenación de éstas por decila de renta— podemos obtener los cuadros n.^{os} 4, 5 y 6, respectivamente. Éstos nos muestran cuál es el porcentaje de los impuestos pagados por los hogares desglosados por decila y tipo de impuesto. Podemos observar, a partir de esta información, cómo la decila de hogares con mayor renta disponible paga el 30,68 por 100 y 32,19 por 100 del total de impuestos, según la hipótesis de incidencia que se contempla, mientras que la decila con menos recursos contribuye el 1,88 por 100 y 1,36 por 100 respectivamente. Esta información nos indica que la hipótesis de incidencia *2* es claramente más progresiva que la *1*. Por otra parte observamos que cuando consideramos escalas de equivalencia (cuadro n.º 6), bajo la hipótesis de incidencia *1*, la distribución de los impuestos es más uniforme que en los dos cuadros anteriores: disminuye la contribución de las dos decilas más ricas y aumenta la de las dos decilas más pobres. En lo que sigue nos centraremos en el cuadro correspondiente a la hipótesis de incidencia *1*.

Como resulta lógico, a medida que aumenta el ingreso del hogar, aumenta su contribución impositiva. No obstante, la mayor diferencia entre las magnitudes pagadas por dos decilas consecutivas se establece entre las decilas novena y décima, cuya diferencia de gravamen alcanza 14 puntos porcentuales. Prácticamente la misma diferencia que se establece entre la decila primera y la novena. Para el resto de las decilas, las diferencias nunca alcanzan los tres puntos entre dos decilas consecutivas. La decila séptima es aquella que paga el 10 por 100 de todos los impuestos. Entre todos los impuestos debemos destacar, por su importancia cuantitativa, las contribuciones a la seguridad social. En efecto, las contribuciones de cada decila en este impuesto sobresalen por encima de todos los demás, con la excepción del IRPF para la última decila. Las mayores diferencias en la distribución de la carga impositiva por decila se establece en los impuestos que gravan los ingresos (renta y patrimonio), y las menores diferencias en aquellos tributos que gravan el gasto (IVA y especiales).

Para poder establecer la progresividad o no de una distribución impositiva, debemos comparar, en términos porcentuales, la carga fiscal que soportan los «in-

CUADRO N.º 4

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LA CARGA IMPOSITIVA (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 1)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
IRPF	0,00	0,03	0,22	0,57	0,99	1,46	1,96	2,81	4,29	12,09
Seguridad social trabajador	0,27	0,39	0,61	0,73	0,84	1,07	1,29	1,50	1,73	2,41
Seguridad social empleador	0,50	0,89	1,45	2,14	2,56	3,13	3,75	4,44	5,39	7,24
IVA	0,65	0,87	1,14	1,32	1,53	1,70	1,87	2,10	2,51	4,20
Especiales	0,08	0,15	0,21	0,28	0,32	0,36	0,41	0,46	0,53	0,81
Importación	0,08	0,11	0,14	0,16	0,18	0,19	0,21	0,23	0,26	0,36
Sociedades	0,33	0,39	0,52	0,51	0,68	0,74	0,90	1,23	1,48	3,54
IBI/Cir.	0,05	0,06	0,07	0,08	0,10	0,11	0,11	0,12	0,15	0,22
Patrimonio	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,04	0,05	0,07	0,10	0,26
Total	1,88	2,78	4,25	5,64	7,04	8,58	10,32	12,69	16,15	30,68

CUADRO N.º 5

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LA CARGA IMPOSITIVA (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 2)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
IRPF	0,00	0,03	0,22	0,57	0,99	1,46	1,96	2,81	4,29	12,09
Seguridad social trabajador	0,27	0,39	0,61	0,73	0,84	1,07	1,29	1,50	1,73	2,41
Seguridad social empleador	0,11	0,44	1,04	1,89	2,41	3,12	3,88	4,78	5,92	7,89
IVA	0,65	0,87	1,14	1,32	1,53	1,70	1,87	2,10	2,51	4,20
Especiales	0,08	0,15	0,21	0,28	0,32	0,36	0,41	0,46	0,53	0,81
Importación	0,08	0,11	0,14	0,16	0,18	0,19	0,21	0,23	0,26	0,36
Sociedades	0,20	0,22	0,37	0,35	0,58	0,60	0,80	1,22	1,56	4,41
IBI/Cir.	0,05	0,06	0,07	0,08	0,10	0,11	0,11	0,12	0,15	0,22
Patrimonio	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,04	0,05	0,07	0,10	0,26
Total	1,36	2,17	3,68	5,24	6,78	8,44	10,36	13,01	16,76	32,19

CUADRO N.º 6

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LA CARGA IMPOSITIVA (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 1) RENTA Y PAGOS EQUIVALENTES

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
IRPF	0,01	0,02	0,24	0,54	0,93	1,31	1,99	2,88	4,15	12,40
Seguridad social trabajador	0,49	0,41	0,63	0,67	0,87	1,03	1,25	1,45	1,67	2,21
Seguridad social empleador	0,82	1,02	1,72	2,12	2,57	3,08	3,64	4,26	5,18	6,80
IVA	0,93	1,03	1,24	1,41	1,49	1,69	1,83	2,08	2,36	3,97
Especiales	0,15	0,15	0,24	0,28	0,31	0,35	0,40	0,43	0,49	0,69
Importación	0,18	0,19	0,26	0,30	0,31	0,35	0,38	0,40	0,44	0,60
Sociedades	0,43	0,46	0,52	0,55	0,60	0,80	0,93	1,12	1,70	3,68
IBI/Cir.	0,06	0,08	0,08	0,09	0,09	0,11	0,11	0,13	0,14	0,22
Patrimonio	0,01	0,01	0,02	0,03	0,03	0,05	0,06	0,07	0,11	0,28
Total	2,90	3,19	4,68	5,68	6,89	8,42	10,19	12,41	15,75	29,90

dividuos representativos», con su correspondiente participación en la renta disponible total. Así, el cuadro n.º 7 (y los cuadros n.os 8 y 9) también muestran la incidencia económica de los impuestos asignados, aunque aquí podemos comparar el porcentaje de ingresos (renta disponible) que obtiene cada decila con el porcentaje que paga de cada impuesto, lo que permite extraer conclusiones acerca de la progresividad o no de cada uno de ellos por separado.

Siguiendo con nuestra pauta de razonamiento vemos, en los cuadros n.os 7, 8 y 9 el carácter progresivo de los impuestos directos. En efecto, si observamos el impuesto sobre la renta de las personas físicas, la última decila soporta el 49,54 por 100 del impuesto mientras que su renta representa el 27,91 por 100. Aún más, el 20 por 100 de los hogares más pobres no alcanza a pagar el 0,12 por 100 de este impuesto, y su renta representa el 5,47 por 100. Los impuestos que gravan el consumo, IVA, impuestos especiales e importación, presentan un patrón de comportamiento similar. Su carácter regresivo queda de manifiesto cuando comparamos la distribución de estos impuestos a través de los grupos de renta. Los impuestos que pagan los hogares a la seguridad social muestran un cierto patrón de proporcionalidad en el supuesto de incidencia *1*, siendo algo más progresivo bajo el supuesto de incidencia *2*. Este resultado es coherente con la proporcionalidad del tipo impositivo legal de este impuesto y la existencia de topes mínimos y máximos sobre las bases de cotización. El impuesto sobre los beneficios de las empresas muestra un perfil regresivo en los tramos inferiores de la distribución, penalizando así a las rentas más bajas bajo la hipótesis de incidencia *1*. No obstante, bajo el supuesto de incidencia *2* se observa una mayor progresividad. El cuadro n.º 9, utilizando escalas de equivalencia juntamente con la primera hipótesis de incidencia, nos muestra distribuciones de rentas e impuestos más uniformes que para los casos anteriores. Las tres primeras decilas pagan ahora más impuestos que antes, pero también reciben más rentas. Lo contrario ocurre con la decila más rica, que paga bajo esta hipótesis menos impuestos, pero también recibe menos renta.

1. Evaluación de la progresividad del sistema impositivo y su efecto redistributivo

Hasta ahora, hemos visto, desde un punto de vista intuitivo y descriptivo, la incidencia económica de los impuestos. Si queremos evaluar la progresividad y la capacidad redistributiva de uno o más impuestos, lo podemos establecer mediante índices que relacionan la distribución de los pagos realizados por las familias en concepto de impuestos con la distribución de la renta. Ésta es la idea básica que se encuentra tras los índices de progresividad de Kakwani y Suits.

Los cuadros n.os 10, 11 y 12 muestran índices que miden el grado de progesividad y redistribución del sistema. Los valores de los índices de progresividad de Kakwani y Suits se sitúan en los intervalos [–2,1] y [–1,1] respectivamente, mientras que el índice de redistribución de Reynols y Smolensky (RS) toma valores en el intervalo [–1,1]. Valores negativos indican regresividad del impuesto, mientras que valores positivos señalan progresividad. Si los índices se

CUADRO N.º 7

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE IMPUESTOS POR DECILA DE RENTA DISPONIBLE (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 1)

	1	*2*	*3*	*4*	*5*	*6*	*7*	*8*	*9*	*10*
IRPF	0,01	0,11	0,88	2,35	4,07	5,97	8,01	11,50	17,57	49,54
Seguridad social trabajador	2,47	3,56	5,62	6,76	7,71	9,86	11,94	13,82	16,00	22,26
Seguridad social empleador	1,58	2,82	4,62	6,79	8,14	9,94	11,91	14,09	17,11	22,99
IVA	3,62	4,87	6,38	7,36	8,55	9,51	10,44	11,73	14,04	23,48
Especiales	2,16	4,05	5,93	7,66	8,91	10,01	11,43	12,77	14,60	22,48
Importación	4,06	5,66	7,28	8,33	9,15	10,00	11,05	11,92	13,72	18,84
Sociedades	3,18	3,80	5,08	4,93	6,59	7,13	8,69	11,95	14,33	34,32
IBI/Cir.	4,49	5,73	6,80	7,61	8,94	9,92	10,17	11,53	14,06	20,75
Patrimonio	1,21	1,63	3,52	4,03	6,20	6,53	8,27	11,74	15,38	41,49
Total	1,88	2,78	4,25	5,64	7,04	8,58	10,32	12,69	16,15	30,68
Renta disponible	2,09	3,38	4,88	6,19	7,47	8,89	10,55	12,70	15,94	27,91

CUADRO N.º 8

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE IMPUESTOS POR DECILA DE RENTA DISPONIBLE (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 2)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
IRPF	0,01	0,11	0,88	2,35	4,07	5,97	8,01	11,50	17,57	49,54
Seguridad social trabajador	2,47	3,56	5,62	6,76	7,71	9,86	11,94	13,82	16,00	22,26
Seguridad social empleador	0,35	1,41	3,29	6,02	7,64	9,91	12,33	15,18	18,81	25,07
IVA	3,62	4,87	6,38	7,36	8,55	9,51	10,44	11,73	14,04	23,48
Especiales	2,16	4,05	5,93	7,66	8,91	10,01	11,43	12,77	14,60	22,48
Importación	4,06	5,66	7,28	8,33	9,15	10,00	11,05	11,92	13,72	18,84
Sociedades	1,93	2,15	3,63	3,36	5,66	5,84	7,78	11,78	15,14	42,71
IBI/Cir.	4,49	5,73	6,80	7,61	8,94	9,92	10,17	11,53	14,06	20,75
Patrimonio	1,21	1,63	3,52	4,03	6,20	6,53	8,27	11,74	15,38	41,49
Total	1,36	2,17	3,68	5,24	6,78	8,44	10,36	13,01	16,76	32,19
Renta disponible	2,09	3,38	4,88	6,19	7,47	8,89	10,55	12,70	15,94	27,91

CUADRO N.º 9

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE IMPUESTOS POR DECILA DE RENTA DISPONIBLE. RENTA Y PAGOS EQUIVALENTES (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 1)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
IRPF	0,02	0,10	0,96	2,21	3,78	5,37	8,13	11,79	16,98	50,66
Seguridad social trabajador	4,55	3,84	5,87	6,29	8,12	9,67	11,68	13,61	15,65	20,72
Seguridad social empleador	2,62	3,27	5,52	6,78	8,24	9,88	11,68	13,64	16,59	21,79
IVA	5,18	5,73	6,89	7,80	8,25	9,38	10,13	11,54	13,10	21,99
Especiales	4,31	4,26	6,77	8,09	8,93	10,19	11,40	12,23	14,05	19,76
Importación	5,26	5,57	7,65	8,77	9,06	10,20	11,13	11,71	13,06	17,60
Sociedades	4,00	4,29	4,79	5,13	5,55	7,41	8,61	10,41	15,76	34,07
IBI/Cir.	5,79	6,83	7,45	7,74	8,44	9,69	10,15	11,90	12,55	19,45
Patrimonio	1,44	1,77	2,84	3,84	4,88	7,24	8,66	10,72	16,49	42,12
Total	2,90	3,19	4,68	5,68	6,89	8,42	10,19	12,41	15,75	29,90
Renta disponible	2,75	4,09	5,26	6,41	7,61	8,89	10,42	12,36	15,23	26,98

mueven alrededor de cero, es indicativo de proporcionalidad (4). Estos índices mantienen la propiedad de que el índice total (última fila) para un sistema de dos o más impuestos es una media ponderada de los índices de los componentes individuales, donde los pesos son las proporciones de cada uno de los impuestos sobre el total.

Los resultados obtenidos muestran, respecto a la imposición directa (IRPF, Sociedades y Patrimonio), un carácter claramente progresivo. Por el contrario, los valores de los índices —tanto en magnitud como en signo negativo— correspondientes a los impuestos indirectos (IVA, especiales, importación y locales) evidencian regresividad. Finalmente, las cotizaciones sociales reflejan un comportamiento de ligera regresividad bajo el supuesto de incidencia *1*, mientras que son ligeramente progresivas en el supuesto de incidencia *2*. Por último, cuando consideramos globalmente todos los impuestos, vemos que *la progresividad del sistema es positiva aunque pequeña*, tal como revelan los valores de los índices que aparecen en la última fila de los cuadros mencionados anteriormente. En consonancia con este resultado, podemos observar que el efecto redistributivo de los impuestos considerados es muy pequeño, tal y como revela el valor del índice RS. En efecto, los impuestos que dan lugar a cierta redistribución son el IRPF y el de patrimonio. A éstos hay que añadir el de las cuotas pagadas por los empleadores a la seguridad social,

CUADRO N.º 10

ÍNDICES PROGRESIVIDAD Y REDISTRIBUCIÓN (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 1)

	Gini/Conc	*Kakwani*	*Suits*	*t*	*RE*
IRPF	0,662	0,280	0,339	0,135	0,044
Seguridad social trabajador	0,329	–0,054	–0,072	0,060	–0,003
Seguridad social empleador	0,362	–0,021	–0,045	0,174	–0,004
IVA	0,287	–0,096	–0,097	0,099	–0,010
Especiales	0,308	–0,074	–0,091	0,020	–0,002
Importación	0,225	–0,158	–0,171	0,011	–0,002
Sociedades	0,411	0,029	0,055	0,057	0,002
IBI/Cir.	0,242	–0,141	–0,146	0,006	–0,001
Patrimonio	0,529	0,146	0,186	0,003	0,001
Total	0,421	0,038	0,045	0,552	0,047
Renta disponible	0,382				

CUADRO N.º 11

ÍNDICES PROGRESIVIDAD Y REDISTRIBUCIÓN (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 2)

	Gini/Conc	*Kakwani*	*Suits*	*t*	*RE*
IRPF	0,662	0,280	0,339	0,135	0,044
Seguridad social trabajador	0,329	–0,054	–0,072	0,060	–0,003
Seguridad social empleador	0,430	0,048	0,018	0,174	0,010
IVA	0,287	–0,096	–0,097	0,099	–0,010
Especiales	0,308	–0,074	–0,091	0,020	–0,002
Importación	0,225	–0,158	–0,171	0,011	–0,002
Sociedades	0,528	0,146	0,192	0,057	0,009
IBI/Cir.	0,242	–0,141	–0,146	0,006	–0,001
Patrimonio	0,529	0,146	0,186	0,003	0,001
Total	0,454	0,072	0,079	0,552	0,089
Renta disponible	0,382				

en el supuesto de incidencia 2. Para el conjunto del sistema fiscal, se observa una ligera redistribución.

Respecto a la distribución de la renta de los hogares, vemos que el índice de Gini alcanza el valor de 0,382, aunque esta cifra desciende a 0,352 cuando se consideran pagos equivalentes. También podemos observar en esta misma columna los valores que toma el índice de concentración respecto a cada uno de los impuestos. En la columna cuarta mostramos una medida del tipo impositivo efectivo medio, respecto a la renta disponible, de cada uno de los impuestos. Éste nos indica cuál es la proporción que representa el impuesto correspondiente respecto a la renta disponible de los hogares. Vemos que el total de los impuestos representan el 55,2 por 100 de la renta disponible de los hogares. Lógicamente, el peso relativo de cada uno de los impuestos respecto a la renta disponible de los hogares se distribuye igual que el peso relativo de cada impuesto respecto al total de estos (véase cuadro n.º 1).

Por último, queremos señalar que las cifras presentadas muestran el punto de partida y dirección que deben seguir aquellas reformas impositivas cuyo objetivo apunte hacia la progresividad o no del sistema fiscal. Por ejemplo, si no tenemos en cuenta la reacción de los agentes económicos frente a este tipo de reformas (análisis a corto plazo), aumentos de forma lineal en los tipos del IVA incrementarán relativamente la carga fiscal de las familias con rentas más bajas frente a aquellas familias con rentas mayores, dado que estas últimas poseen una propensión menor al consumo que las primeras. Similarmente, aunque al

CUADRO N.º 12

ÍNDICES PROGRESIVIDAD Y REDISTRIBUCIÓN. RENTA Y PAGOS EQUIVALENTES (HIPÓTESIS DE INCIDENCIA 1)

	Gini/Conc	*Kakwani*	*Suits*	*t*	*RE*
IRPF	0,668	0,315	0,366	0,133	0,048
Seguridad social trabajador	0,289	–0,064	–0,078	0,058	–0,004
Seguridad social empleador	0,327	–0,026	–0,048	0,170	–0,005
IVA	0,240	–0,113	–0,113	0,098	–0,012
Especiales	0,251	–0,102	–0,117	0,019	–0,002
Importación	0,196	–0,157	–0,170	0,018	–0,003
Sociedades	0,402	0,049	0,076	0,059	0,003
IBI/Cir.	0,198	–0,155	–0,157	0,006	–0,001
Patrimonio	0,542	0,189	0,222	0,004	0,001
Total	0,395	0,042	0,048	0,545	0,050
Renta disponible	0,353				

contrario, ocurre con aumentos en el tipo impositivo del IRPF. Siguiendo este razonamiento, resulta significativo que disminuciones de los tipos de cotización que gravan las contribuciones de los empleadores a la seguridad social tienen un efecto casi «neutral» puesto que beneficiaría a casi todas las decilas aproximadamente en la misma proporción. Por el contrario, si queremos identificar los efectos de las reformas fiscales a medio y largo plazo, debemos utilizar el marco analítico que ofrecen los modelos de imposición y beneficios fiscales (véase Atkinson y Sutherland, 1988), y fundamentalmente los de equilibrio general (véase Gelauff y Graafland 1994), donde el comportamiento económico de los agentes y la interacción de las variables económicas cumplen un papel central en el análisis y consecuencias económicas de la incidencia impositiva.

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado la distribución de la carga fiscal entre los hogares españoles de los impuestos recaudados por las administraciones públicas en España en el año 1990. En el ejercicio, se ha asignado entre las decilas de hogares españoles el 90 por 100 de dicha recaudación, cifra suficientemente representativa del montante total de impuestos. El análisis de la composición de los impuestos recaudados por las administraciones públicas para el período de 1986 a 1996-98 nos indica que los resultados que se desprenden de nuestro análisis para el año 1990 pueden servir para analizar este período más amplio. Las conclusiones de nuestro trabajo nos muestran un sistema fiscal español ligeramente progresivo y redistributivo en su conjunto. Los impuestos responsables de esta progresividad y redistribución son sin duda los directos: el IRPF, el impuesto de sociedades y, en menor medida, el impuesto sobre de patrimonio. Por supuesto, los impuestos que gravan el gasto (IVA, especiales, importaciones) son los que juegan un papel regresivo. Una medida de la progresividad del IRPF es que casi el 50 por 100 de este impuesto lo paga la decila más rica de la economía, cuando esta obtiene el 28 por 100 de la renta disponible de todos los hogares, mientras que las dos decilas más pobres sólo contribuyen con el pago del 0,12 por 100, mientras que su renta disponible constituye el 5,47 por 100 de la renta de todos los hogares. Por el contrario, en relación con el IVA, la decila más rica contribuye a su pago con el 23,48 por 100; no obstante, las dos decilas más pobres pagan conjuntamente el 8,49 por 100.

Cuando utilizamos escalas de equivalencia para homogeneizar hogares de tamaño distinto, podemos observar que, en general, la distribución de la renta se hace ligeramente más igualitaria, pero también los pagos equivalentes de impuestos se distribuyen más uniformemente. Por lo tanto, las conclusiones que se obtienen bajo esta hipótesis no son muy diferentes respecto a las consideradas anteriormente.

NOTAS

(1) Los cinco primeros impuestos del cuadro son estimados a partir de la información de la muestra de fusión, mientras que los tres últimos son imputados a las fa-

milias en función de las hipótesis de incidencia. Las cuotas pagadas a la seguridad social a cargo del trabajador incluyen aquellas pagadas por autoempleados, empleados y desempleados.

(2) Véase ZABALZA (1987), para una exposición sobre el problema y una panorámica sobre trabajos anteriores.

(3) Véase ALEGRE, ARCARONS, CALONGE, y MANRESA (2000) para una descripción de los procedimientos de fusión estadística y su utilización en la construcción de la «muestra de fusión estadística-1990». Se analiza también la robustez y fiabilidad de dicha base de datos en relación con una serie de variables relevantes que describen la economía de los hogares españoles.

(4) Las cotas de los intervalos son valores extremos de los índices. Así, el índice de Suits tomará el valor –1 si toda la carga fiscal recae sobre el individuo más pobre, y será igual a la unidad si ésta recae sobre el más rico de la población.

BIBLIOGRAFÍA

ALEGRE J.; J. ARCARONS; S. CALONGE, y A. MANRESA (2000), «Statistical matching between different data sets: an application to the Spanish Household Survey (EPF90) and the income tax file (IRPF90)», en *Fighting Poverty and Inequality through Tax Benefit Reform: Empirical Approaches* (http:// Selene.uab.es / mmercader / workshop/index.html).

ARONSON, J. R.; JHONSON, P., y LAMBERT, P. J. (1994), «Redistributive effect and unequal tax treatment», *Economic Journal*, 104, págs. 262-270.

ARGIMÓN, I, y J. M. GONZÁLEZ-PÁRAMO (1987), «Traslación e incidencia de las cotizaciones sociales por niveles de renta en España, 1980-1984», Fundación Fondo para La Investigación Económica y Social, *Documentos de Trabajo*, 1.

ATKINSON, A. B., y H. SUTHERLAND (1988), *Tax Benefit Models*, Sticerd, Londres.

BARTHOLD, T. A. (1993), «How should we measure distribution?» *National Tax Journal*, 46, págs. 291-299.

ESCOBEDO, I. (1991), «Un análisis empírico de los efectos finales producidos sobre el empleo industrial por el sistema de financiación de la seguridad social española: 1975-1983», *Investigaciones Económicas*, 15, págs. 169-192.

— (1992), *La financiación de la seguridad social y sus efectos finales sobre el empleo. Evidencia empírica en España*, 1975-1983», Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Centro de Publicaciones, Madrid.

FULLERTON, D., y D. L. ROGERS (1993), *Who Bears the Lifetime Tax Burden?,* The Brookings Institution, Whashington D.C.

GELAUFF, G. M., y J. J. GRAAFLAND (1994), «Modelling Welfare State reform», en D. W. JORGENSON, J-J. LAFFONT, T. PERSSON, y H. K. VAN DIJK (eds.), *Contributions to Economic Analysis*, North-Holland, Holanda.

INE (2000), *Contabilidad Nacional de España, Serie enlazada 1986-1996*, Base de datos Tempus, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

JOINT COMMITTEE ON TAXATION (1993), «Methodology and isues in measuring changes in the distribution of tax burdens», JCS7-93, junio 14.

LASHERAS, M. A.; RABADÁN, I., y R. SALAS (1993), «Política redistributiva del IRPF entre 1982 y 1990», *I Simposio sobre igualdad y Distribución de la Renta y Riqueza*, Fundación Argentaria.

MANRESA, A.; S. CALONGE, y E. BERENGUER (1996), «Progresividad y redistribución de los impuestos en España», PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 69, págs. 145-159.

MAYO, R., y R. SALAS (1993), «Incidencia redistributiva del IVA. Tipos efectivos declarados», *Hacienda Pública Española*, págs. 133-173.

MINISTERIO DE ECONOMÍA Y HACIENDA (1992), *Memoria de la Administración Tributaria*. Secretaría de Estado de Hacienda, Madrid.

PECHMAN, J. A. (1985), «Who paid the taxes, 1965-1985», *The Brookings Institution*, Washington. D.C.

PECHMAN, J. A., y B. OKNER (1974), «Ho bears the tax burden?», *The Brookings Institution*, Washington D.C.

QUIRMBACH, H. C.; C. W. SWENSON, y C. C. VINES (1996), «An experimmental examination of general equilibrium tax incidence», *Journal of Public Economics*, 61, págs. 337-358.

RABADÁN, I., y R. SALAS (1995), «Impacto distributivo de las cotizaciones sociales», mimeo.

SALAS, R. (1994), «Distribución de la Renta y Redistribución a través del IRPF en España», *ICAE*, n.º 9409, diciembre.

ZABALZA, A. (1987), «Los efectos económicos de las cotizaciones a la seguridad social», *Documento de Trabajo GDPL-D-87006,* Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda.

Resumen

El objetivo de este trabajo es evaluar la progresividad y los efectos redistributivos del sistema fiscal español, teniendo en cuenta como unidad de análisis a la familia. La fuente de información es la denominada muestra de fusión estadística-1990. Esta nueva base de datos se obtiene a partir de un enlace entre la *Encuesta de presupuestos familiares* 1990-91 y una muestra de declarantes del impuesto sobre la renta pertenecientes al panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales. En una primera etapa, se ha estimado la incidencia estatutaria de las principales figuras impositivas (92 por 100 de la recaudación fiscal). A continuación, calculamos la incidencia económica de los impuestos mediante la aplicación de determinadas hipótesis de traslación, en la línea iniciada por Pechman y Okner. El resultado final es que, a pesar de que los impuestos vía renta (IRPF y IPPF) son claramente progresivos, cuando consideramos la globalidad del sistema, es decir, cuando se considera también el papel de la imposición indirecta y las cotizaciones a la seguridad social, observamos que el sistema fiscal español es ligeramente progresivo. Esta conclusión se puede extrapolar para años más recientes, e incluso cuando aplicamos escalas de equivalencia a los ingresos y pagos impositivos de los hogares.

Palabras clave: distribución impositiva, incidencia, progresividad.

Abstract

The aim of this paper is to evaluate redistributive effects and the progressivity of the Spanish fiscal system. The unit of analysis is the household and we take one year as the period of time. We use A Statistical Matching database constructed for the year 1990. Such data base has been obtain as a statistical match between the EPF-90-91 and a sample of tax files taken from the panel data constructed by the Instituto de Estudios Fiscales. First we estimate the statutory incidence of the main fiscal figures of the Spanish system. Then, we calculate the economic incidence of taxes by using some shifting hypothesis, following the work of Peckman and Okner. The result that we find are the following. Direct taxes (IRPF and IPPF) are very progressive, while indirect taxes are clearly regressive. The social security contributions are proportional taxes under one set of assumptions and slightly progressive under some other set. When we consider the whole fiscal system we find that it is slightly progressive. These results can be extended to more recent years and it is also robust when we use equivalence scales.

Key words: tax distribution, incidence, progressivity.

JEL classification: H22, H23, H24.

DISTRIBUCIÓN DE RENTAS EN LA REGULACIÓN DE TARIFAS Y REESTRUCTURACIÓN DE TELECOMUNICACIONES Y ENERGÍA

Miguel A. LASHERAS

I. INTRODUCCIÓN

EL objetivo de la intervención pública o regulación económica en energía y telecomunicaciones es evitar que las empresas que prestan estos servicios, tradicionalmente bajo concesión de monopolio, obtengan parte del excedente del consumidor y generen rentas de monopolio y pérdidas de bienestar social. La forma de evitar estas pérdidas es regular las tarifas de aquellas actividades que tienen que seguir prestándose en régimen de monopolio e introducir competencia en todas aquellas que no tengan unas características propias de monopolio natural.

Los sectores como energía y telecomunicaciones que en Europa se incluían en la acepción general de servicios públicos, presentan como característica común, además de verse inmersos en estos procesos de liberalización, la de utilizar redes comunes que requieren fuertes inversiones y presentan elevadas economías de escala. Estas redes comunes siguen reguladas como monopolios, mientras que parte de su actividad se está organizando en competencia. En estos sectores, por tanto, se mezclan actividades en competencia con actividades que se retribuyen mediante tarifas reguladas (1).

Tanto las políticas de determinación de tarifas de acceso o utilización de redes comunes como las de liberalización o de defensa de la competencia tienen una clara justificación, desde el punto de vista de la eficiencia, en la literatura económica tradicional sobre regulación y competencia. Sin embargo, muy pocas veces se aborda el análisis de estas políticas públicas desde la perspectiva de sus efectos sobre la redistribución de rentas. La razón principal es que los órganos o instituciones de regulación sectorial o de defensa de la competencia tienen encomendada por Ley la misión de buscar eficiencia (fijar tarifas que defiendan a los consumidores y a la vez garanticen la inversión necesaria, cuidar de que se cumplan las condiciones de competencia efectiva, etc.). Aunque las instituciones de regulación no deban perseguir objetivos de equidad, los objetivos de redistribución tienen que estar presentes en las decisiones de regulación y defensa de la competencia, pues, de lo contrario, se ignorarían algunos de los efectos que provocan y que tienen un mayor impacto social.

Este artículo repasa los principales argumentos a favor de considerar conjuntamente los problemas de redistribución y eficiencia en las políticas públicas de regulación, reestructuración y defensa de la competencia, aunque recurriendo a herramientas diferentes, instrumentadas por organismos e instituciones también diferentes. Las instituciones de regulación sectorial o los organismos de defensa de la competencia no deben incorporar en sus decisiones los efectos redistributivos de las decisiones que adoptan. Pero alguien debe hacerlo. Otros organismos públicos, los que resulten competentes en materia de políticas de redistribución de rentas, de forma coordinada y complementando las decisiones adoptadas desde una perspectiva de eficiencia, deben compensar con criterios de equidad los efectos redistributivos que aquéllas pueden provocar.

II. LA REDISTRIBUCIÓN EN LA TEORÍA DE LA REGULACIÓN

Casi todos los manuales sobre regulación de servicios públicos defienden que las instituciones de regulación deben eliminar las consideraciones redistributivas en sus decisiones sobre tarifas (2). No obstante, Price (1998), con razón, defiende que no se pueden ignorar los criterios de justicia distributiva en las decisiones reales sobre la estructura de tarifas. Por ejemplo, una tarifa en dos partes, con una cuota fija y otra variable, puede ser eficiente si la parte fija es más elevada para aquellos consumidores con una demanda rígida (3), pero estas tarifas pueden ser socialmente inaceptables por criterios de equidad cuando la demanda más rígida corresponde a consumidores con niveles de renta relativamente bajos. La primera pregunta que resulta obligado responder, por tanto, al considerar los posibles efectos redistributivos del diseño de tarifas es: ¿qué efectos tiene en las teorías que guían el diseño de tarifas efi-

cientes incorporar criterios de equidad?

La forma en que se suele definir la función objetivo del regulador, por ejemplo en Armstrong, Cowan y Vickers (1994), permite incluir en las reglas para fijar tarifas ciertas consideraciones redistributivas. La función objetivo se define como una combinación lineal del excedente de los consumidores y del beneficio (ingresos menos costes) de las empresas reguladas. El regulador persigue hacer máxima esta función. El excedente del consumidor se suele ponderar en esta función con un coeficiente superior a la unidad. Esto significa que una reducción en las tarifas reguladas de una peseta supone una peseta menos de ingresos para las empresas reguladas y, a la vez, un aumento de más de una peseta en el excedente de los consumidores. Esta creación de valor, o ganancia de bienestar social, se produce porque hemos ponderado con un coeficiente superior a la unidad el excedente del consumidor respecto a las rentas de las empresas reguladas. Una de las razones principales para justificar esta mayor ponderación es, precisamente, un objetivo de equidad: que la renta media de los consumidores se considera inferior a la renta media de los accionistas o de los trabajadores de las empresas reguladas y, por tanto, tiene mayor valor social una peseta en poder de los consumidores que en poder de las empresas reguladas. Ésta es una forma muy ad-hoc, pero sencilla, para incorporar consideraciones redistributivas en la regulación de tarifas.

Una forma más compleja, que obedece a la misma filosofía, es definir primero con criterios de eficiencia la política de tarifas a seguir y analizar cómo se modifica al tener en cuenta criterios de equidad (4). Como se ha apuntado más arriba, unas tarifas que sigan la regla de Ramsey de la elasticidad inversa pueden traer como consecuencia, al aplicarse, que los consumidores con menor nivel de renta gasten en los servicios públicos a los que se refieren las tarifas una mayor proporción de su renta que los consumidores que tienen un nivel de renta superior. Si corregimos estos efectos incorporando criterios de equidad al diseño de tarifas óptimas o eficientes, los criterios para determinar tarifas ser relajan y aparecen menos diáfanos, llegando incluso a conclusiones contrarias a las alcanzadas cuando se ignoran los criterios de equidad.

Por ejemplo, Feldstein (1972a) demuestra que la regla de la elasticidad inversa, cuando se tienen en cuenta criterios redistributivos, deja de ser óptima, y puede ser preferible repercutir una mayor proporción del coste fijo a quienes tienen una demanda más elástica y mayores niveles de renta que a quienes tienen una demanda más rígida, aunque menor nivel de renta. Sobre esta idea, Feldstein (1972 a y b) introduce criterios de justicia distributiva en una función de bienestar social, utilizando como valor del excedente de los consumidores una función ponderada por la utilidad marginal que este excedente tiene para cada consumidor, según su nivel de renta. Así, una peseta de excedente tendrá una utilidad distinta para un consumidor rico que para uno pobre, siendo decreciente con el nivel de renta. De esta manera, al establecer el componente fijo de una tarifa en dos partes y asignarlo siguiendo la regla de la elasticidad inversa, el regulador debe tener en cuenta la utilidad social de las variaciones en el excedente de los consumidores provocadas por esta estructuración de tarifas (5).

Esta forma de incorporar los criterios de justicia distributiva a la regla de la elasticidad inversa obliga a tener en cuenta no sólo las elasticidades de la demanda, sino también la distribución de rentas de los consumidores que configuran cada función de demanda, y que permiten ponderar cada variación ocurrida en el excedente del consumidor. De esta forma, Feldstein (1972b) llega a una expresión de la fórmula de la elasticidad inversa que incorpora dos variables de carácter redistributivo:

— La utilidad marginal media que para el conjunto de los consumidores tiene consumir el bien, obtenida ponderando la utilidad marginal para cada nivel de renta por la frecuencia relativa de ese nivel en la distribución global de rentas.

— El precio sombra de la restricción de funcionamiento de la empresa regulada.

Feldstein (1972a) obtiene una expresión para definir un precio óptimo en un esquema de tarifas en dos partes, teniendo en cuenta la distribución de rentas, que le permite defender la siguiente conclusión: el precio óptimo resulta superior al coste marginal en una magnitud mayor para niveles elevados de renta que para niveles bajos. Por lo tanto, las pérdidas en eficiencia asociadas a las variaciones en la demanda, provocadas por los mayores precios que pagan quienes tienen una demanda más rígida, se pueden compensar con las ganancias de bienestar derivadas de cargar el margen o componente fijo de la tarifa a quienes tienen mayores niveles de renta.

Así pues, cuando las rentas de los consumidores no están distribuidas de manera uniforme, un pago por consumo idéntico puede tener un valor distinto en la función objetivo del regulador. Cuando los consumidores con menor nivel de renta gastan una mayor proporción de su renta que los consumidores con un nivel de renta superior, la renta gastada por los primeros tiene un valor social superior. Estas diferencias en el valor social de la renta gastada pueden hacer socialmente criticables, e incluso inaceptables, determinadas estructuras de tarifas diseñadas exclusivamente con criterios de eficiencia (6).

Goldman, Leland y Sibley (1984) afirman que, si tenemos en cuenta los efectos renta que se derivan de la utilización de tarifas con precios diferenciados, los análisis de tarifas óptimas deberían reconsiderarse bajo una perspectiva análoga a la que utiliza el análisis de la imposición redistributiva óptima. Al repartir el componente fijo por igual entre los consumidores, o al establecer un margen sobre el coste marginal en proporción inversa a la elasticidad de la demanda, independiente del nivel de consumo y de la renta de cada consumidor, el valor de la renta gastada en el suministro de gas, energía eléctrica o telefonía puede ser muy desigual entre los consumidores e introducir niveles de regresividad socialmente intolerables.

Consecuentemente, los objetivos de justicia distributiva matizan la utilización de criterios de optimalidad para definir las tarifas. Unas tarifas uniformes establecidas según el criterio del coste medio, que en principio es un esquema de precios no-eficientes, pueden acabar justificándose cuando las ganancias de bienestar, por razones de equidad, son suficientemente grandes comparadas con las pérdidas en eficiencia relacionadas con el valor de la elasticidad de la demanda.

III. LA REDISTRIBUCIÓN EN LOS PROCESOS DE REESTRUCTURACIÓN

La regulación tradicional de las tarifas de los servicios públicos en Europa, durante los años noventa, ha estado sometida a presiones de cambio que empujan hacia lo que ha venido en denominarse procesos de reestructuración sectorial. Estos procesos reciben precisamente tal denominación porque afectan a la estructura de los sectores económicos. La reestructuración no es sólo un cambio en la forma en que se regulan los precios o tarifas de los servicios públicos, permitiendo que parte de ellos se formen mediante reglas descentralizadas propias de mercados en competencia. La reestructuración consiste también en regular que las empresas que operan en estos sectores separen verticalmente actividades que antes estaban integradas. Más aún, la implantación de competencia en algunas de estas actividades conduce a que la regulación intervenga para garantizar las condiciones de una competencia efectiva, que pueden afectar también a la estructura sectorial horizontal y al número de empresas que actúan en cada mercado. Así, la reestructuración es una intervención pública más amplia que la privatización, la liberalización o la política de defensa de la competencia, y consiste en eliminar barreras de entrada, en alterar condiciones sectoriales en defensa de nuevos entrantes y en promover precios eficientes mediante medidas transitorias de regulación.

La reestructuración, al alterar precios relativos y eliminar rentas de monopolio, altera las rentas entre consumidores y entre éstos y otros agentes económicos (proveedores, accionistas, trabajadores, etc.) (7). También, en ocasiones, la reestructuración o liberalización redistribuye rentas entre nuevos entrantes y empresas titulares del monopolio de red o del antiguo monopolio. En particular, los procesos de reestructuración en energía y telecomunicaciones están afectando las rentas relativas de los siguientes colectivos:

— *De los trabajadores y accionistas de las empresas anteriormente monopolistas*. Por ejemplo, la recuperación de las inversiones realizadas antes de iniciarse los procesos de reestructuración puede verse en peligro bajo unos precios del mercado inferiores a las tarifas reguladas. Mientras que en la regulación tradicional los reguladores suelen intervenir, a través de la planificación, en las decisiones de inversión, en los procesos de reestructuración las inversiones quedan expuestas al riesgo de precio. Su recuperación es un riesgo asumido por las empresas titulares de los activos. Durante la transición, si existe riesgo de recuperación de los capitales que se invirtieron en la etapa de regulación del monopolio, ¿quién debe asumir el coste de estos riesgos?: ¿los inversores que tomaron sus decisiones con la garantía de los reguladores para recuperar los capitales invertidos en determinado plazo?, ¿los consumidores?, ¿los contribuyentes? La respuesta a estas preguntas depende de cómo se entiendan los compromisos adquiridos durante la regulación del monopolio, pero también de los criterios de equidad con los que se aborde la reestructuración. Por ejemplo, los denominados costes de transición a la competencia (CTC)

aparecieron en el sector eléctrico en Estados Unidos como respuesta al cumplimiento de compromisos regulatorios anteriores, pero también como medio para compensar los efectos redistributivos de transferir rentas de los antiguos monopolios a los nuevos entrantes y a los consumidores. ¿Qué razones hay para que los consumidores soporten estos costes? La respuesta hay que buscarla en razones de equidad, más que en razones de eficiencia o respeto al compromiso de los reguladores con las empresas reguladas antes de iniciar el período de reestructuración.

— *De los consumidores en general*. Siempre que existan ganancias de bienestar social en un proceso de reestructuración, los objetivos de eficiencia y equidad se hacen compatibles. Si la reestructuración conduce a precios inferiores a los que estaban vigentes durante la regulación del monopolio sin alterar el equilibrio financiero de las empresas reguladas, los consumidores y la sociedad, en general, salen ganando tanto según criterios de eficiencia como según criterios de equidad. En tal caso, se está transfiriendo renta del monopolio a los consumidores, pero sin que los antiguos monopolios vean peligrar la recuperación de sus costes. En Europa, uno de los casos más recientes de reestructuración que ha observado reducciones de precio sustanciales, en telecomunicaciones y en energía eléctrica, es el de Alemania (Deustche Bundesbank, 2000). En España, en los últimos años, en telecomunicaciones han bajado las tarifas de larga distancia, y otras, las locales, han aumentado, mientras que en energía han bajado más las tarifas domésticas que las industriales, aunque más por la presión regulatoria que por razones de libre competencia.

— *De unos consumidores respecto a otros*. La reestructuración debe acercar los precios a su nivel de eficiencia y, por tanto, aproximar los precios a sus respectivos costes marginales. Por ello, la reestructuración, además de reducir los precios cuando éstos están por encima de sus costes, tiende a eliminar los denominados subsidios cruzados. Se dice que existen subsidios cruzados cuando unos consumidores están pagando unos precios o unas tarifas que son superiores a los costes correspondientes a los servicios que consumen, y esta diferencia se destina a financiar las pérdidas que ocasionan otros consumidores que pagan precios inferiores a los costes. Por ejemplo, los consumidores de butano de zonas rurales alejadas de los núcleos urbanos pueden estar pagando la bombona a un precio inferior al coste del propio gas más el coste del transporte de la bombona hasta su domicilio. Sin embargo, quienes adquieren la bombona en puntos de venta y la transportan hasta su domicilio, u otros consumidores de zonas urbanas que generan costes de transporte relativamente bajos, pueden estar pagando un precio superior al coste. Mediante estos subsidios cruzados, una empresa puede incluir el servicio de distribución a domicilio financiando las pérdidas de unas zonas con los beneficios de otras, pero sólo si este servicio se presta en todo el territorio nacional; es decir, como un monopolio de hecho. Al introducir competencia, estos subsidios cruzados se hacen insostenibles, y es necesario recurrir a mecanismos de financiación ajenos a las tarifas o precios para compensar a los consumidores antiguamente subsidiados, si se estima socialmente conveniente.

Hasta aquí se han descrito los efectos de incorporar criterios de equidad a las políticas de determinación de tarifas y de reestructuración. Los siguientes apartados se destinan a describir estos efectos, en particular, en los sectores de telecomunicaciones y energía en España, así como ciertos mecanismos para compensar los problemas que originan.

IV. EFECTOS DISTRIBUTIVOS EN LA REESTRUCTURACIÓN DE LAS TELECOMUNICACIONES

Los servicios de telefonía y de transmisión de imágenes y datos se prestaban en España mediante un monopolio con tarifas reguladas hasta finales de los años ochenta. Desde entonces, diferentes leyes han ido paulatinamente liberando estos servicios y eliminando la regulación de precios o tarifas. No obstante, se ha mantenido el control regulatorio de actividades que han seguido prestándose como monopolios; por ejemplo, el acceso al denominado bucle local o red de transmisión de voz y datos que conecta con los usuarios finales mediante cables, tanto de cobre como de fibra óptica. Algunas tarifas han pasado a ser precios libres, como las tarifas de larga distancia o de telefonía móvil, algunas siguen reguladas, como el acceso a la red local de los operadores dominantes, y nuevos operadores han entrado a competir con los tradicionales aplicando nuevas tecnologías, como el cable de fibra óptica o la transmisión de señal mediante banda ancha aérea. Los efectos de este proceso sobre la distribución de rentas proceden básicamente de la redefinición de la obligación de servicio universal y de los efectos renta de los cambios de tarifas.

La obligación de servicio universal no ha tenido una definición precisa hasta que la reestructuración reciente de las actividades de telecomunicaciones ha conducido a la separación de actividades, y a la competencia entre unas empresas que tenían la obligación de prestar el servicio a los ciudadanos de su demarcación y otras que comenzaban a competir libres de esta obligación. El servicio universal se entiende como la obligación de implantar y mantener una sola red de interconexión para aprovechar el mayor valor social de una red única. Este mayor valor social proviene de los efectos externos y de los menores costes de inversión que acarrea mantener una red a la que estén conectados el mayor número posible de habitantes. Si durante la apertura a la competencia de los servicios de telecomunicaciones la obligación de servicio universal continúa recayendo sobre ciertas compañías, surgen dos problemas: ¿qué servicios incluir en la obligación de servicio universal?, y ¿cómo financiar la diferencia entre los precios sociales y los costes imputables a estos servicios?

La definición precisa de los servicios básicos incluidos en la obligación de servicio universal no resulta necesaria cuando la empresa obligada a su prestación obtiene una concesión monopólica combinada con unas tarifas reguladas que garantizan la cobertura de los costes de inversión y mantenimiento en que incurre. En tal caso, elevar el número de servicios y de usuarios hasta el máximo posible va en interés del propio monopolio. Al aumentar el índice de cobertura y el número de servicios, aunque en el margen se pudieran ocasionar pérdidas, el monopolio espera cubrir tales pérdidas mediante subvenciones cruzadas. Al desaparecer el monopolio, sin embargo, surge la necesidad de imponer esta obligación y, en consecuencia, de definirla con precisión y de establecer los mecanismos para su financiación al hacerse insostenibles las subvenciones cruzadas.

En España, la obligación de servicio universal constituía el principal compromiso de Telefónica en sus contratos con el Estado. Consistía en obtener la franquicia o la concesión pública para prestar en exclusiva el servicio de telefonía bajo la condición de que ningún ciudadano quedase excluido de su posible utilización. Este compromiso identificaba como garantía de servicio universal un precio de monopolio que aseguraba la viabilidad económica de aquellos segmentos del mercado que soportaban unos costes relativamente más altos o una demanda relativamente más baja. Hasta la Ley 11/98, General de Telecomunicaciones (LGT), las sucesivas leyes de telecomunicaciones fueron prestando escasa atención a definir con precisión el contenido de la obligación de servicio universal, preocupadas, según Ariño y de la Cuétara (1997), por mantener este término para el conjunto del servicio. La LGT de 1998 precisa la obligación de servicio universal y define qué servicios incluye en consonancia con las decisiones y directivas europeas, regula los mínimos de calidad exigibles, su control y los procedimientos de financiación del mismo (8).

Durante los años noventa en la Unión Europea, la Comisión ha dedicado una especial atención a definir el contenido de la obligación de servicio universal. La Resolución del Consejo y la Declaración de la Comisión de febrero de 1994 (9) establecieron los principios básicos de lo que cada estado-miembro puede definir como servicio universal y de los procedimientos para su financiación. Estos principios y procedimientos fueron incorporados y perfeccionados en la Directiva 98/10 sobre el servicio universal. Los elementos incluidos en el servicio universal son:

— El servicio de telefonía de voz, fax y datos con unos tiempos de espera razonables y calidad estandarizada.

— Guías telefónicas y servicios de información sobre abonados, asistencia de operadora, teléfonos públicos de pago y acceso a estos últimos de las personas discapacitadas.

— Aquellos otros que, por necesidades de la Defensa Nacional y la seguridad pública, por utilización de servicios y nuevas tecnologías para la educación, la sanidad y la cultura o por razones de cohesión territorial pueda imponer el gobierno a los titulares de autorizaciones generales o licencias individuales.

Además de estos servicios, considerados dentro de la categoría de servicio universal, la LGT distingue aquellos que tienen la consideración de servicios obligatorios, como los de télex, telegráficos y burofax, los que comporten la acreditación del contenido o de su recepción, los de seguridad de la vida humana en el mar y los de urgencias. Estos servicios obligatorios se financian directamente por las administraciones que los demandan, a diferencia de los que componen el servicio universal, que se incluyen en los recursos obtenidos de las tarifas del servicio.

En el ámbito de la UE, existen otros elementos suplementarios que deben extenderse paulatinamente al conjunto de posibles usuarios europeos, como son:

— Determinados servicios propios de una red digitalizada, como, por ejemplo, facturación con información de cada llamada, llamada por tonos, identificación de llamada entrante y desvío de llamadas.

— Determinados servicios que deben ser comunes en toda la UE, como, por ejemplo, los de llamada gratuita, cobro revertido o servicios de información y operador de todos los estados-miembro.

Las nuevas tecnologías, cuya aparición ha coincidido con los procesos de reestructuración en todo el mundo, han acrecentado los efectos redistributivos de alterar las condiciones de definición y financiación del servicio universal. Así, uno de los efectos redistributivos que más debe preocupar en la política de liberalización de los antiguos servicios públicos es el de acceso a las nuevas tecnologías. Con unos precios eficientes, los consumidores con más bajo nivel de renta o con elevados costes de acceso (áreas rurales o barrios marginales, por ejemplo) o con unas preferencias más débiles (los que consumirían una cantidad pequeña del bien o servicio) pueden verse excluidos del acceso a estas nuevas tecnologías, restringiéndose sus posibilidades de promoción social.

Los instrumentos financieros utilizados para compensar los déficit provocados por la prestación de servicios incluidos en el servicio universal, son:

1) *Programas sociales* de ayuda con financiación pública. Como, por ejemplo, en EE.UU., algunos programas que desarrollan los estados y que se destinan a subvencionar las cuotas de enganche de familias con niveles bajos de renta. En España existe una cuota o precio social, denominada «abono social», que cubre la tarifa de mayores de 64 años o con incapacidad absoluta que obtienen ingresos inferiores a una cierta cantidad. Aunque este programa se ha financiado con otras tarifas, en el futuro debería financiarse mediante subvenciones públicas. Así, la LGT de 1998 designa unos determinados servicios como obligatorios y determina que estos servicios deben financiarse con cargo a los presupuestos públicos de las administraciones que los definen.

2) La constitución de *fondos* a percibir por las empresas que prestan los servicios deficitarios, destinados a compensar la diferencia entre los costes y los ingresos vinculados a estos servicios. En EE.UU., la Telecommunication Act de 1996 crea un fondo federal para cubrir estos servicios. En Europa, OFTEL, el regulador británico, ha optado por financiar también vía un fondo, al que se contribuye en proporción a la cifra de negocios de cada operador (OFTEL, 1995). En España, desde principios de 1999, el servicio universal se financia mediante un fondo gestionado por la Comisión del Mercado de las Telecomunicaciones, que garantiza la cobertura de los costes netos ocasionados por el cumplimiento de esta obligación de servicio universal (10).

3) El establecimiento de una *cuota regulada* a pagar por los nuevos operadores que utilizan la red del antiguo monopolio, pero que no tienen que cumplir con las obligaciones del servicio universal. Por ejemplo, hasta 1996, en el Reino Unido, OFTEL establecía unas «contribuciones por déficit de acceso» que debían pagar los nuevos entrantes por el acceso a las redes de BT, cuyo fin era compensar el mantenimiento de una estructura de tarifas reguladas que se mantenían uniformes en todo el territorio, y que no podían sobrepasar determinado nivel en el caso de consumidores domésticos. En España, Telefónica estima que el déficit de acceso, calculado como diferencia entre los costes (fijos y de mantenimiento) de la red y los ingresos obtenidos de la cuota fija mensual y de enganche, es de unos 300.000 millones de pesetas al año.

Además de la nueva definición de servicio universal, la reestructuración del sector de telecomunicaciones en España también tiene consecuencias redistributivas al alterar los precios y las tarifas. Las tarifas de larga distancia han estado por encima de las tarifas locales. Dado el proceso de aprobación de tarifas bajo la regulación tradicional, las tarifas que ha mantenido Telefónica en los últimos años han sido el resultado de objetivos políticos y económicos (básicamente control de la inflación y apoyo a la generalización del servicio público), más que de los costes marginales de cada tipo de llamada o de alguna regla de reparto óptimo de los costes fijos. Por ello, la estructura de tarifas que se hereda de la regulación tradicional mantiene un volumen importante de subvenciones cruzadas en favor de las llamadas urbanas en grandes ciudades. Los costes marginales de conmutación y conexión, hoy en día, son independientes de la distancia de la llamada y acentúan este efecto de subvenciones cruzadas derivado de decisiones del pasado (11).

En la prestación del servicio telefónico español se daban unos desequilibrios tarifarios (una separación entre tarifas y costes marginales) que en MOPTMA (1993) se calcularon mayores a los que observaban el resto de los países de la UE. La previsión que se hizo en

1995 sobre la necesidad de adecuar la estructura de tarifas a los costes marginales de las llamadas estimaba en más de un 63 por 100 de crecimiento en las tarifas metropolitanas y en un 25/30 por 100 en la cuota fija los aumentos necesarios para adecuar tarifas a costes (12). Las llamadas de larga distancia podrían bajar entre un 25 y un 40 por 100.

En 2001, estos ajustes de tarifas continúan siendo objeto de discusión entre los operadores dominantes y los reguladores. En este sentido, y por sus consecuencias redistributivas, el ajuste de mayor importancia en España es el que afecta a la cuota fija, o cuota de enganche, con la que Telefónica busca cubrir los costes de su red. La cuota fija en los servicios de telefonía, desde un punto de vista de eficiencia, debería tener un nivel tal que resultara equivalente a los costes fijos de inversión y mantenimiento de la red local. Telefónica, no obstante, viene quejándose a las autoridades regulatorias, sobre la insuficiencia de la cuota fija actual para cubrir tales costes. Incluso la Unión Europea, en febrero de 2000, hizo una advertencia al gobierno español para que adecuara la cuota de acceso a los costes declarados por el operador dominante. Las demandas de Telefónica estiman que esta cuota debería ser de unas 3.000 pesetas/mes, aunque el gobierno estimaba que la cuota no debería ser superior a las 1.500 pesetas/mes. Este debate es un claro ejemplo de que el efecto distributivo está presente, junto a los criterios de eficiencia, en las decisiones de regulación y en los procesos de reestructuración.

V. EFECTOS DISTRIBUTIVOS EN LA REESTRUCTURACIÓN DE LA ENERGÍA ELÉCTRICA

La reestructuración de los sectores eléctricos y de gas natural se inicia en Europa, en los años noventa, separando verticalmente las actividades que se siguen prestando bajo monopolios regulados, de las que comienzan a prestarse en competencia. El transporte y la distribución continúan como negocios regulados mientras la generación y la comercialización se prestan en competencia. En esta fase de cambio, se regula el acceso a las redes de transporte y distribución para que los nuevos entrantes puedan utilizarlas en igualdad de condiciones que los operadores tradicionales, propietarios de las redes. Las actividades de comercialización y generación a clientes elegibles se retribuyen mediante precios libres. El transporte y la distribución, así como el suministro integral a clientes no elegibles, mediante tarifas reguladas (13). Las tarifas reguladas por la integridad del suministro se mantienen por un motivo: porque los reguladores consideran que los consumidores deben contar con la opción de elegir entre firmar contratos libres o seguir bajo tarifas reguladas como una cautela efectiva frente al posible abuso de posiciones de dominio de los antiguos monopolios.

El proceso de reestructuración en energía comporta reajustes en las estructuras y niveles de tarifas, y cambios, por tanto, en la proporción de renta destinada a pagar el suministro de energía de diferentes grupos de consumidores. El sentido de estos cambios debería ser el de aproximar las tarifas a una estructura eficiente de precios. Si no se realizara esta aproximación, tendríamos un problema de eficiencia, ya que los nuevos entrantes dirigirían su oferta preferentemente a aquellos consumidores que pagan tarifas por encima de costes, dejando los que pagan por debajo a los operadores tradicionales. Este «descreme» del mercado podría conducir a las empresas tradicionales a pérdidas constantes e insostenibles, provocando salidas no eficientes del mercado. Por ejemplo, en energía eléctrica, las tarifas reguladas en España parecen estar alejadas de su nivel de eficiencia. Una tarifa única para todo el territorio no contiene señal alguna de los niveles de costes en cada punto de consumo o generación, provocando así el exceso de consumo en unos puntos y la insuficiencia en otros.

A continuación se identifican los diferentes subsidios cruzados presentes en las actuales estructuras de tarifas de energía eléctrica destacando que, pese a lo que pudo ser su idea original, actualmente pueden estar ocasionando efectos regresivos (14).

— *Subvenciones entre consumidores de territorios distintos*. En España, las tarifas eléctricas son uniformes para todo el territorio. Los costes de suministrar electricidad, sin embargo, son diferentes en cada punto de la red. Por ejemplo, en cada nodo son distintas las pérdidas por transportar energía o los costes de las limitaciones a la capacidad de la propia red. Al no tener los precios una diferenciación acorde con los distintos costes de transporte y distribución, una tarifa única para todo el territorio provoca una subvención que soportan los consumidores que se encuentran más cercanos a las centrales de generación, en beneficio de los que se encuentran más alejados. Hay que tener en

cuenta que, tanto en energía eléctrica como en gas natural, los costes de transporte de alta tensión o de altas presiones constituyen una parte importante del precio final (en gas natural pueden alcanzar hasta el 60 por 100 y en electricidad entre el 5 y 6 por 100 del precio). Lo mismo ocurre con los costes de distribución, como pueden ser los correspondientes a enterrar las líneas de distribución en una ciudad. Si no existe diferenciación territorial de tarifas, estos costes de beneficos locales acaban financiándose mediante unas tarifas uniformes en todo el territorio. Esta subvención de los consumidores de unos territorios a otros puede resultar regresiva en ocasiones. Por ejemplo, los consumidores de alto nivel de renta que vivan en urbanizaciones de lujo alejadas de los puntos de conexión con la red de transporte pueden estar siendo subvencionados por consumidores de bajo nivel de renta, habitantes de zonas densas cercanas a la red de alta tensión (con bajos costes, por tanto, de distribución). Igualmente, aquellos que habitan en barrios o ciudades que han decidido enterrar sus líneas de baja tensión estarán siendo subvencionados por consumidores que habitan en zonas en las que sus autoridades locales no han decidido enterrar las líneas eléctricas.

— *Subvenciones entre consumidores de distinto perfil económico.* No es fácil encontrar estudios empíricos acerca de la adecuación de las tarifas eléctricas o de gas natural al coste que genera el suministro a cada segmento de consumidores. Sin embargo, parece general la idea de que la estructura actual de tarifas de energía en España contiene subvenciones cruzadas de los consumidores domésticos hacia ciertos tipos de consumidores industriales. Esta idea se basa en el hecho de que las tarifas industriales están por debajo de las tarifas domésticas tanto en energía eléctrica como en gas natural, y la distancia entre unas y otras parece excesiva para la que se mantendría en condiciones de competencia. No obstante, en ausencia de un mercado libre y general de contratos a plazo, capaz de segmentar a generadores y consumidores por volumen garantizado, hace difícil anticipar conclusiones en este sentido. En efecto, hacer estimaciones del coste marginal de un producto tan complejo como el suministro eléctrico o de gas natural, en el que intervienen los costes directos de generación y los indirectos de distribuir mediante una red única (pérdidas, gestión de restricciones, y otros), resulta siempre un ejercicio complejo. Desde luego, un cierto desequilibrio entre tarifas podría estar motivado por el distinto precio que deben soportar los consumidores según su nivel de consumo, según el riesgo de volumen que trasladen al suministrador y según su punto de conexión a la red. En cualquier caso, si las tarifas actuales tuvieran desequilibrios o diferencias superiores a los que se observarían en un mercado libre, algunos consumidores, como los domésticos o los de industrias de servicios, estarían subvencionando a los consumidores que observan tarifas menores, como son los consumidores industriales sometidos a las tarifas más bajas (15).

— *Entre consumidores de distinto perfil de consumo*. Las tarifas en dos o tres partes, como son las tarifas eléctricas o de gas natural en España, con una cuota fija de enganche a la red y un pago variable según el nivel de consumo real, hacen que los consumidores con bajo nivel de consumo estén siendo subvencionados por otros consumidores de mayor nivel de consumo. Por la misma razón, aumentar el componente fijo de las tarifas, elevando la cuota de conexión, conduce a redistribuir las tarifas en contra de los consumidores con menor nivel de consumo y en favor de los que tienen mayor consumo. Aunque cabría establecer una cierta correlación positiva entre el nivel de consumo y el nivel de renta, no siempre esto es así. Por ejemplo, consumidores de energía eléctrica con una segunda o tercera residencia, y con una cuota de enganche baja, pueden estar siendo subvencionados por consumidores de bajo nivel de renta, pero de mayor nivel de consumo, que concentran en una única vivienda todo su consumo anual de energía.

Una tarifa en dos partes, puede incluso expulsar del consumo a consumidores con preferencias débiles. La tarifa en dos partes, si el término fijo es suficientemente elevado, puede impedir que consuman o adquieran el servicio los consumidores con bajo nivel de renta o con preferencias débiles por el suministro de energía. Puede haber consumidores para quienes el gasto medio por unidad consumida total sea superior a la utilidad que les genera ese consumo, por lo que dejarán de consumir el servicio en su totalidad. Este problema podría solucionarse ofreciendo a los consumidores la posibilidad de elegir entre varias tarifas no lineales con distintas cuotas fijas, de manera que cada uno eligiera según sus preferencias, niveles de renta y consumos esperados. Esta solución de precios discriminados es más sencilla en mercados en competencia que con tarifas reguladas, pues las empresas que compiten pueden especializarse en ofrecer servicio a segmentos distintos de consumidores.

VI. CONCLUSIÓN

Tanto la regulación de tarifas como las políticas de defensa de la competencia, o reestructuración, en telecomunicaciones y energía provocan efectos distributivos en las rentas de los agentes económicos. En los procesos de reestructuración que estos sectores están observando en el comienzo del siglo XXI, estos efectos distributivos se originan a partir de las decisiones de los reguladores que afectan a:

— El diseño de unas tarifas en las que se eliminen las subvenciones cruzadas heredadas de las tarifas vigentes cuando los servicios se prestaban mediante monopolios verticalmente integrados.

— La definición de las obligaciones para continuar prestando servicios con pérdidas, cuando se estima que el bienestar social obliga a que estos servicios estén a disposición de los consumidores por razones de equidad.

Los efectos redistributivos de estas políticas pueden compensarse, cuando socialmente se estime conveniente, mediante nuevos instrumentos de financiación destinados a los agentes económicos que observan pérdidas de renta. Estos instrumentos deben separarse de las tarifas reguladas y hacerse explícitos mediante fondos públicos. Estos fondos deben dotarse mediante recursos tributarios generales o específicos, y quedar sometidos, por tanto, a los mismos criterios políticos y económicos que el resto de recursos públicos.

En cuanto a la regulación de tarifas, los problemas de redistribución de rentas que se plantean en energía son muy parecidos a los que se plantean en telecomunicaciones. Sin embargo, en energía, las tarifas domésticas han superado tradicionalmente a las industriales, mientras que en telecomunicaciones, los servicios a empresas suelen tener tarifas superiores a las que tienen los consumidores domésticos. Las subvenciones cruzadas implícitas en estas estructuras de tarifas generan efectos regresivos en unos casos y progresivos en otros. En su mayor parte, estos efectos son desconocidos por no ser explícitos. Unos precios formados en competencia y combinados con mecanismos de financiación explícitos, y distintos de los precios, permitirían identificar con mayor facilidad la dirección e intensidad de los efectos distributivos que socialmente se desean.

Por otro lado, los procesos de reestructuración de telecomunicaciones y energía están teniendo efectos sobre la distribución de rentas de diferentes colectivos económicos, principalmente entre accionistas y trabajadores de los antiguos monopolios y consumidores, tanto domésticos como industriales. Para que estos efectos distributivos se adapten a las demandas sociales, sin poner en peligro los objetivos de eficiencia que en general persiguen las políticas de reestructuración, tienen que hacerse explícitas las herramientas de redistribución de rentas que se destinen a cubrir los objetivos de equidad. Por ejemplo, los costes de transición a la competencia o, los de los déficit de acceso, los que antes se financiaban mediante las tarifas reguladas, demandan recursos explícitos en los procesos de reestructuración. También se deben definir con precisión las obligaciones de prestar servicios más allá de donde el mercado libre llega. Por ejemplo, la obligación de cubrir los servicios que se incluyen en la definición de servicio universal por parte de los operadores de telecomunicaciones, o la obligación de transporte de las bombonas hasta el domicilio de los distribuidores de gas butano. Estas obligaciones deben reconocerse mediante normas jurídicas adecuadas que, además, contemplen los mecanismos de financiación destinados a cubrir los costes de tales actividades.

Cuanto antes se separen de las tarifas los fondos destinados a cubrir los objetivos distributivos que se pretendan cubrir, antes se acercarán las estructuras de tarifas a los precios de competencia, y más corto será el período transitorio de adaptación de tarifas a precios. Esto no quiere decir, sin embargo, que los objetivos de distribución deban ser ignorados por quienes diseñan las políticas de regulación y reestructuración. Si se ignorasen tales objetivos, bien la oposición social a estos procesos y políticas, o bien el mantenimiento de tarifas con subvenciones implícitas, alargarían la duración de estos períodos de transición de los monopolios a la competencia.

NOTAS

(1) Una descripción de los fundamentos económicos de la regulación y liberalización de estos sectores se puede encontrar en LASHERAS (2000).

(2) Por ejemplo, KHAN (1988).

(3) Este criterio de asignación del componente fijo de una tarifa en proporción inversa a la elasticidad de la demanda se conoce como criterio de Ramsey, pues su fundamento teórico se encuentra en RAMSEY (1927).

(4) Esto es lo que desarrolla FELDSTEIN (1972a y 1972b) respecto a unas tarifas óptimas determinadas por el criterio de Ramsey.

(5) En VICKERS (1998), se identifica esta variación en el excedente con el valor social marginal de una transferencia neta, definida como la variación en el excedente del consumidor ponderado según el nivel de renta de quien recibe la transferencia, menos la variación o coste que soporta quien la paga.

(6) Con una perspectiva empírica, HANCOCK Y PRICE (1995) describen los problemas redistributivos de cambios en la estructura de tarifas por el suministro de gas natural en el Reino Unido.

(7) En FERNÁNDEZ ORDÓÑEZ (2000), el capítulo 2 se dedica a describir los efectos de eliminar las rentas de monopolio mediante la introducción de competencia en las rentas de distintos colectivos sociales.

(8) El Real Decreto 1736/1998 desarrolló la ley 11/98 en lo relativo al servicio universal de telecomunicaciones, a las demás obligaciones de servicio público y a las obligaciones de carácter público en la prestación de los servicios y en la explotación de las redes.

(9) Resolución (94/C, 48/01) y Declaración de la Comisión (94/C, 48/06).

(10) El RD 1746/1998 denomina a este fondo Fondo Nacional de Financiación del Servicio Universal de Telecomunicaciones, y regula sus dotaciones, su reparto y su gestión.

(11) Así, en MOPTMA (1993) se afirmaba: «Los incrementos de tarifas del servicio telefónico han tenido poco que ver con la evolución de los costes. Las mejoras de productividad no se han trasladado a las tarifas, sino a la inversión en infraestructura y equipamiento. Al mismo tiempo, se han mantenido precios altos en las llamadas de larga distancia e internacionales para mantener artificialmente bajas las tarifas locales con el fin de minimizar su efecto sobre los índices de inflación. Ello ha llevado, en el caso español, a la situación tarifaria actual muy desequilibrada».

(12) Subvenciones cruzadas de este carácter han existido prácticamente en todos los servicios de telecomunicaciones. En EE.UU., por ejemplo, entre 1983 y 1993, las tarifas locales se incrementaron en un 10 por 100, mientras que en larga distancia se redujeron en casi dos tercios. También en el Reino Unido afloraron, a partir de 1985, subvenciones cruzadas en esta dirección (de llamadas locales a larga distancia) que conducían a BT a solicitar reestructuraciones de tarifas para hacer frente a la competencia de Mercury (ver ARMSTRONG, COWAN y VICKERS, 1994).

(13) En España, las tarifas industriales se mantendrán hasta el año 2007. Las tarifas domésticas no tienen fecha prevista para su desaparición.

(14) Existe en España una gran carencia de estudios empíricos acerca del impacto redistributivo de los cambios en las tarifas de los servicios públicos.

(15) En electricidad, las tarifas más bajas son las agrupadas bajo el denominado epígrafe G4, y en gas natural, las de suministro a centrales de generación de energía eléctrica.

BIBLIOGRAFÍA

ARIÑO, Gaspar, y Juan Miguel DE LA CUÉTARA (1997), «Servicio público y servicio universal en las telecomunicaciones», *Ekonomiaz,* n.º 37, págs. 34-53.

ARMSTRONG, Mark; Simon COWAN, y John VICKERS (1994), *Regulatory Reform: Economic Analisys and British Experience*, MIT Press.

DEUSTCHE BUNDESBANK (2000), *The price effects of deregulation and privatisation in the product markets,* monthly report, diciembre.

FELDSTEIN, Martin S. (1972a), «Equity and efficiency in public sector pricing: the optimal two part tariff», *The Quarterly Journal of Economics,* vol. LXXXVI, número 2.

— (1972b), «Distributional equity and the optimal structure of public prices», *The American Economic Review*, n.º 62.

FERNÁNDEZ ORDÓÑEZ, M. A. (2000), *La competencia,* Materiales/Ciencias Sociales, Alianza Editorial.

GOLDMAN, M. B.; LELAND, H. E., y SIBLEY, D. S. (1984), «Optimal Nonuniform Pricing», *Review of Economic Studies,* número 51, págs. 305-319.

HANCOCK, Richard, y Catherine W. PRICE (1995), «Competition in the British domestic gas market: eficiency and equity», *Fiscal Studies,* 15 (2), páginas. 81-105.

KAHN, Alfred E. (1988), *The economics of regulation: principles and institutions*, MIT Press.

LASHERAS, Miguel A. (2000), *La regulación económica de los servicios públicos,* Ariel Economía.

MINISTERIO DE OBRAS PÚBLICAS, TRANSPORTE Y MEDIO AMBIENTE (MOPTMA) (1993), *La liberalización de las telecomunicaciones en España*, Serie Monografías, Secretaría General de Comunicaciones.

OFTEL (1995), *Universal telecommunications services: a consultative document*, OFTEL.

PRICE, Catherine W. (1997), «Undue discrimination and cross-subsidies: price structures in UK utilities», *Utilities Law Review,* 8(5), pág. 191.

— (1998), «The UK Gas industry», en HELM, Dieter y Tim JENKINSON, (eds.), *Competition in regulated industries,* Oxford University Press.

RAMSEY, F. (1927), «A contribution to the theory of taxation», *Economic Journal,* vol. 37, n.º 1, págs. 108-115.

VICKERS, John (1998), «Regulation, competition and the structure of prices», en HELM, Dieter y Tim JENKINSON, (eds.), *Competition in regulated industries,* Oxford University Press.

Resumen

El presente artículo describe las consecuencias de incorporar criterios de equidad al análisis de políticas de regulación y liberalización, en especial en los sectores de energía y telecomunicaciones. Estas políticas, cuando implican modificaciones de tarifas o cambios del marco legal, tienen efectos sobre las distribución de rentas, además de sobre la eficiencia económica.

Palabras clave: tarifas reguladas, liberalización, distribución.

Abstract

This article describes the consequences of including equity criteria in the analysis of regulation and liberalisation policies, particularly in the energy and telecommunications sectors. When they entail tariff modifications or changes in the legal framework, these policies have effects on income distribution as well as on economic efficiency.

Key words: regulated tariffs, liberalisation, distribution.

JEL clasification: L90, L96, L97 y L98.

CAPITAL HUMANO Y DESIGUALDAD EN ESPAÑA 1985-1996

Josep OLIVER I ALONSO
Xavier RAMOS MORILLA

I. INTRODUCCIÓN

DESDE mediados de los años setenta, España ha contemplado un proceso de mejora en la distribución de la renta, proceso que se prolonga hasta mediados de los noventa (1) y en el que han incidido un amplio conjunto de causas. De entre ellas, y junto a las modificaciones en la fiscalidad de las familias que se operaron a partir de principios de los ochenta, cabría destacar ciertos procesos de cambio estructural que nuestro país ha experimentado. Así, la progresiva pérdida de peso del colectivo no asalariado en beneficio del trabajo asalariado (expresión parcial de la reducción de la población activa agraria), el creciente envejecimiento de la población, la muy notable incorporación de la mujer al mercado de trabajo y las importantes modificaciones en el *stock* de capital humano son algunas de las características que, al menos parcialmente, parecen encontrarse tras el proceso de mejora apuntado. Los resultados de nuestra investigación, que se reproducen en este artículo, pretenden avanzar en la comprensión del elemento que aparece como más significativo para explicar la mejora apuntada. Se trata de las modificaciones en el *stock* de capital humano de las familias. Como más adelante se detalla, España ha experimentado un proceso muy notable de mejora del nivel educativo de su mano de obra ocupada (o activa) en los últimos veinte años. No obstante, antes de adentrarnos en el análisis del impacto de dichas modificaciones en la distribución de la renta, conviene hacer algunas matizaciones respecto del contenido de los cambios educativos comentados.

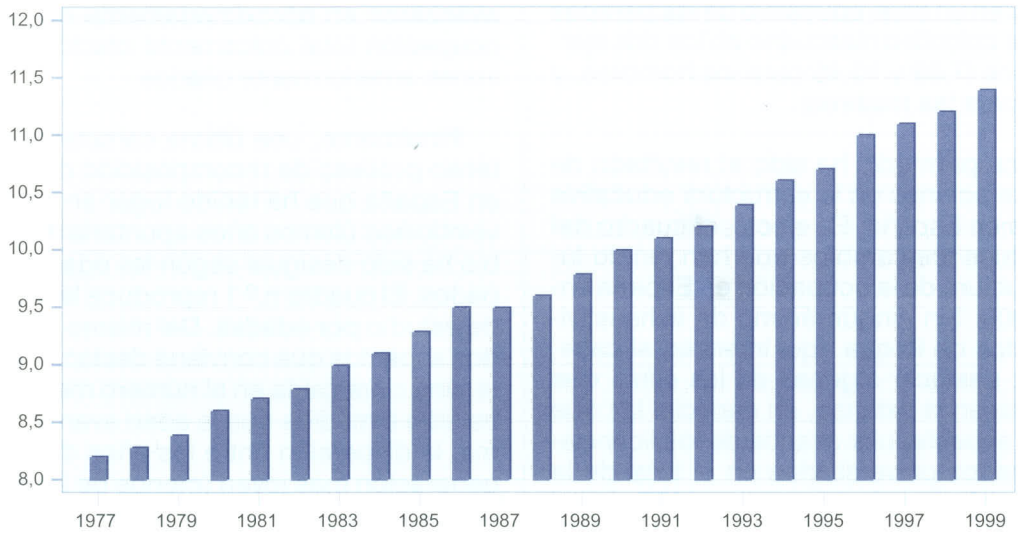
En primer lugar, el cambio educativo que ha tenido lugar presenta una clara dualidad, con niveles educativos relativamente elevados en los trabajadores no manuales y la situación contraria en los manuales (Mañé y Oliver, 2001). Además, ese carácter dual se acentúa cuando se compara la estructura educativa de la ocupación española con la media europea, destacando España con un alto valor tanto en los niveles más elevados como, en especial, en los más bajos (2).

En segundo término, la evidencia empírica existente sugiere que los cambios institucionales operados en España, en los últimos treinta años, respecto de la educación han tendido a favorecer más intensamente a aquellos individuos provenientes de familias con dificultades financieras (Barceinas y otros, 2001). Esta mayor facilidad para acceder a niveles formativos superiores aparece como la principal vía mediante la cual la mejora educativa puede traducirse en una disminución en la desigualdad de la renta. A pesar de ese aparente incremento en la igualdad de oportunidades, un numeroso grupo de trabajos sobre el acceso a la educación superior en España indica que el proceso de autorreproducción del capital humano continua explicando en gran medida la probabilidad de acceder a dichos estudios (Cea y Mora, 1992; Albert, 1998; Mora, 1996, y Aldás y Uriel, 1999, entre otros).

Finalmente, el proceso educativo que ha tenido lugar en España, caracterizado por una explosión de la demanda y de la oferta de nivel superior, parece que se ha traducido, al menos parcialmente, en la existencia de una cierta *sobreeducación* (Alba-Ramírez, 1993, y Dolado *et al.* 2000). Incluso existe evidencia que sugeriría que dicha mejora formal de la estructura educativa de la población ocupada no se corresponde más que parcialmente, y en algunos sectores y ocupaciones, con un proceso de mejora real de la cualificación (Mañé, 2001).

Por tanto, el proceso de mejora del capital humano en España, y su impacto sobre la distribución de la renta, presenta a priori claros y oscuros. Los primeros en la medida en que, potencialmente al menos, una población ocupada con un nivel educativo más elevado ha de generar mayores unidades de valor añadido por unidad de trabajo. Y, puesto que dicho proceso de mejora del *stock* de capital humano ha sido sesgado hacia aquellos individuos de familias con mayores restricciones de liquidez, deberíamos observar una mejor distribución de la renta, considerando constantes el resto de factores que la afectan. No obstante, junto a ese aspecto, también aparecen algunos extremos menos positivos. Todos ellos apuntan a que parte de dicho proceso puede que se haya traducido en sobreeducación, al menos temporal, de ciertos colectivos, con el consiguiente despilfarro de recursos públicos y privados que la educación de dichos individuos haya generado. No obstante, como de esta

GRÁFICO 1
AÑOS PROMEDIO DE ESTUDIO DE LOS OCUPADOS EN ESPAÑA. 1977-1999



investigación se deduce, los datos existentes para el período 1985-1996 sugieren que ha primado el primer efecto, y que la mejora en la distribución de la renta que ha tenido lugar en dichos años se debe, primordialmente, a la redistribución del capital humano que tuvo lugar.

Este artículo se estructura de la siguiente forma: en el apartado II, se presentan brevemente las principales magnitudes del cambio educativo de la población ocupada y activa en España, desde finales de los setenta a la actualidad, mientras que en el III apartado se analizan los cambios educativos, y otras características relevantes para el análisis que aquí se efectúa, de las familias utilizadas en nuestro estudio (procedentes de la ECPF 1985-1996); el apartado IV muestra los resultados de la modelización de una función de ingresos familiares y el peso de los factores educativos en la explicación tanto de la desigualdad de la renta observada en un momento del tiempo como, en especial, su aportación a la reducción de la desigualdad operada en el período objeto de análisis; un apartado de conclusiones cierra la exposición.

II. CAPITAL HUMANO Y MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA: UNA VISIÓN DE LARGO PLAZO

Los cambios que han tenido lugar en la estructura educativa de la población en España, y en especial de aquella que participa en el mercado de trabajo en estos últimos años, han sido, ciertamente, espectaculares. El gráfico 1 resume el aumento de los años promedio de educación de los ocupados desde 1977 hasta 1999 (3). Como se desprende de éste, el número medio de años de educación de los ocupados en España ha pasado de 8,23 en 1977 a 11,36 en 1999, un importante aumento en términos relativos, superior al 38 por 100. Por su parte, los valores para los parados son muy parecidos en 1977 (8,21), aunque en 1999 la diferencia se había agrandado, con un nivel educativo medio en los desempleados menor que el de los ocupados (11,01 años). Finalmente, los inactivos presentan, lógicamente, valores, tanto al principio como al final del período objeto de análisis, notablemente inferiores a los de ocupados o parados: 6,79 en 1977 y 8,26 en 1999. Este crecimiento en el número medio de años de educación expresa diferencias de cierta importancia entre hombres y mujeres, con un aumento relativo en estas últimas superior (los hombres han pasado de una media de 8,25 años en 1977 a 11,08 años

en 1999, con un aumento relativo del 34,3 por 100, mientras que las mujeres presentaban un crecimiento notablemente mayor, del 44,9 por 100, desde los 8,18 hasta los 11,85 años). Por su parte, la mayor incidencia del paro femenino queda también recogida en un nivel educativo de las paradas superior al del colectivo masculino en los dos ejercicios extremos (7,66 y 10,45 para los hombres, y 9,51 y 11,42 para las mujeres).

Este avance promedio ha sido el resultado de profundas alteraciones en la estructura educativa de los activos en España. En efecto, el cuadro del anexo reproduce los cambios que han tenido lugar en la estructura de la ocupación en España entre 1977 y 2000. Sin ningún ánimo de exhaustividad, y a efectos de lo que aquí interesa, sí cabe, sin embargo, destacar algunas de las cifras que allí se reproducen *in extenso*, en especial las que se refieren al espectacular avance de los licenciados y diplomados universitarios en el total de la ocupación. En efecto, mientras que en 1977 el total de licenciados ocupados en España (unos 340.000) representaba un 2,7 por 100 del total de la ocupación, en 1991 ese peso había ascendido al 6,2 por 100. De esta forma, mientras la ocupación total había experimentado un avance agregado entre 1977 y 1991 de un escaso 2,3 por 100 (unos 285.000 nuevos ocupados), la de los licenciados se había más que duplicado, con un crecimiento relativo superior al 150 por 100 y un aumento absoluto que excedía largamente el total (con más de 440.000 nuevos empleos). Además, ese proceso de ganancia relativa de los ocupados licenciados se acentuó en la década de los noventa, de forma que en 2000 aquel 6,2 por 100 de 1991 había ascendido hasta el 10,5 por 100. De nuevo, en esos años el avance relativo de la ocupación total (un 14,5 por 100) fue notablemente inferior al de los nuevos licenciados ocupados (92,4 por 100). Quizás, una forma más expresiva de contemplar lo que sucedió en los noventa (de 1991 a 2000) destacaría que cerca del 40 por 100 de la nueva ocupación fue de licenciados. En definitiva, entre 1977 y 2000, los puestos de trabajo ocupados por licenciados se han multiplicado por un factor de 4,4, mientras que la ocupación total ha avanzado a un ritmo notablemente menor, del 17,1 por 100. Si a estas modificaciones en el mercado de trabajo de los licenciados se añaden los cambios que han afectado a los diplomados universitarios, la modificación de la estructura ocupacional que presenta el país es, todavía, más relevante. Así, incorporando ese colectivo, resultará que entre 1977 y 2000 los ocupados con titulación universitaria (diplomados+licenciados) aumentaron cerca del 300 por 100 (de los aproximadamente 685.000 de 1977 a los cerca de 2,7 millones de 2000), mientras que la ocupación total avanzaba el 17,1 por 100 mencionado más arriba. En términos absolutos, ello significa que mientras los ocupados universitarios avanzaron en aproximadamente dos millones, la ocupación total únicamente creció en los 2,1 millones anteriormente citados.

Finalmente, una última caracterización del intenso proceso de recomposición de la ocupación en España que ha tenido lugar en estos cerca de veinticinco últimos años apuntaría a que ese cambio ha sido desigual según las edades de los ocupados. El cuadro n.º 1 reproduce la media de años de estudio por edades. Del mismo se desprenden dos aspectos que conviene destacar. Por una parte, una clara caída en el número medio de años de estudio a medida que la edad avanza. De esta forma, la dispersión entre los años de estudio de la generación más joven (menos de 20 años) y la de mayor edad (más de 70 años) se ha mantenido prácticamente constante en un factor de 2,2. En segundo lugar, han sido las generaciones más jóvenes e intermedias (entre los 20 y los 40 años) las que han presentado un más importante incremento de los años de estudio. Así, frente a un avance cercano al 30 por 100 en el número medio de años de estudio de todos los ocupados, el grupo de edad entre 21 y 30 años presentó un crecimiento superior al 42 por 100, cifra similar al avance del grupo de edad comprendido entre los 31 y los 40 años.

III. EDUCACIÓN, TAMAÑO FAMILIAR Y PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA 1985-1996

Como más adelante se detalla, la ecuación que se estima para explicar la generación de ingresos familiares otorga un papel principal a tres variables: capital humano, tamaño de la familia y participación del cónyuge en el mercado de trabajo. Por otro lado, la información estadística disponible para estimar la ecuación y analizar la distribución de la renta abarca el período 1985-1996, por lo que éste es el horizonte temporal contemplado en este apartado. Con el fin de situar los principales cambios operados en la muestra de familias sobre la que se ha efectuado el análisis de los cambios en la distribución de la renta (aquellas entrevistadas por la ECPF en el período 1985 a 1996), en este apartado se describen brevemente las modificaciones operadas en estas tres variables, aunque

CUADRO N.º 1

EVOLUCIÓN DE LOS AÑOS MEDIOS DE ESTUDIOS DE LOS OCUPADOS POR EDADES Y CAMBIO RELATIVO EN PORCENTAJE. 1977-1999

AÑO	<20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	>70	TOTAL
1977	9,5	8,2	7,3	6,9	6,0	5,0	4,2	7,5
1978	9,7	8,3	7,3	6,9	6,1	5,1	4,3	7,6
1979	9,9	8,5	7,4	6,9	6,2	5,1	4,3	7,7
1980	10,1	8,6	7,4	7,0	6,2	5,1	4,4	7,8
1981	10,2	8,7	7,5	7,0	6,3	5,2	4,5	7,9
1982	10,3	8,8	7,6	7,0	6,3	5,3	4,4	8,0
1983	10,5	9,0	7,7	7,0	6,4	5,4	4,5	8,2
1984	10,6	9,1	7,8	7,0	6,5	5,4	4,6	8,2
1985	10,7	9,2	8,0	7,1	6,5	5,5	4,6	8,3
1986	10,9	9,4	8,1	7,1	6,5	5,6	4,7	8,5
1987	10,9	9,6	8,1	7,1	6,5	5,6	4,7	8,5
1988	11,1	9,8	8,3	7,1	6,5	5,6	4,7	8,5
1989	11,2	10,0	8,5	7,1	6,4	5,7	4,7	8,6
1990	11,3	10,2	8,7	7,2	6,5	5,7	4,7	8,7
1991	11,4	10,4	8,8	7,4	6,6	5,8	4,9	8,8
1992	11,5	10,5	8,9	7,4	6,6	5,9	5,0	8,9
1993	11,5	10,6	9,0	7,6	6,6	6,0	5,1	9,1
1994	11,6	10,9	9,2	7,7	6,7	6,1	5,2	9,2
1995	11,7	11,1	9,5	7,9	6,7	6,1	5,2	9,3
1996	11,9	11,3	9,8	8,1	6,8	6,2	5,3	9,5
1997	11,9	11,4	10,0	8,4	6,9	6,2	5,3	9,6
1998	12,0	11,6	10,2	8,6	7,0	6,3	5,5	9,7
1999	12,1	11,7	10,4	8,7	7,0	6,3	5,5	9,8
Cambio relativo 1999-1977	27,0	42,4	41,6	26,0	15,7	25,0	30,3	30,1

Fuente: Encuesta de población activa.

teniendo siempre presente que el capital humano constituye la más relevante.

El cuadro n.º 2 muestra la evolución del número medio de años de estudio por edades y sexo de los sustentadores principales entre 1985 y 1996. De él se deducen, a efectos de lo que interesa aquí, algunas conclusiones relevantes. En primer lugar, entre 1985 y 1996 el aumento medio en los años de escolaridad de los sustentadores principales (4) fue cercano a un año adicional (próxima al 10 por 100 de aumento, desde los 7,91 años de 1985 a los 8,78 de 1996). En segundo lugar, tal y como el gráfico 2 destaca con mayor claridad, el número promedio de años de estudio decrece claramente con la edad, de manera que en 1985 la diferencia entre los sustentadores principales con edades comprendidas entre los 21 y los 30 años (10,07 años de estudio) prácticamente doblaban a aquellos con más de 70 años (5,15 años). Once años más tarde, la diferencia se había ampliado, ya que los 11,32 años de estudio promedios de aquellos sustentadores principales con edades comprendidas entre los 21 y los 30 años eran un 110 por 100 superiores a los de aquellos con edades de más de 70 años. En tercer lugar, cuando se analiza el colectivo de sustentadores principales más directamente vinculado al mercado de trabajo (aquellos con menos de 61 años), la imagen que aparece muestra una clara convergencia entre todas las edades en ese proceso de mejora continuada del nivel de estudios a que se ha hecho referencia. En efecto, en el *panel b* del cuadro n.º 2 se han reproducido los diferenciales relativos de años de estudio de cada grupo de edad respecto de aquel con menos de 20 años, que es, lógicamente, el que muestra un nivel educativo superior. Obsérvese que la mejora entre 1985 y 1996 primero crece y, a partir de los 40 años, comienza a decrecer: un aumento en el número de años de estudio del 12,4 por 100 en el grupo de edad entre 21 y 30 años, del 28,6 por 100 en el de 31 a 40, del 17,3 por 100 en el de 41 a 50, y del 4,0 por 100 en el de 51 a 60.

Dado que lo que aquí interesa es la relación entre capital humano y desigualdad, parece oportu-

CUADRO N.º 2

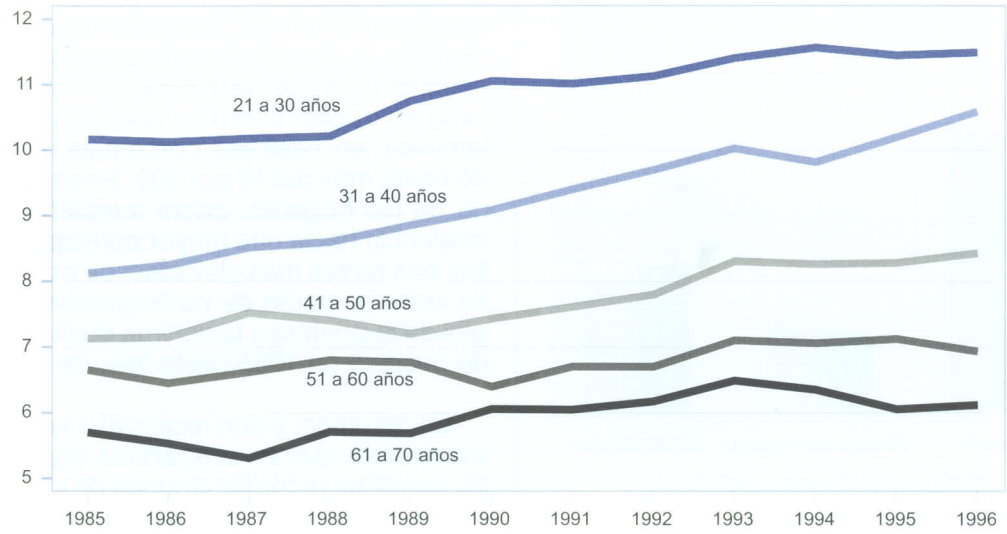
EVOLUCIÓN DEL NIVEL DE ESTUDIOS DE LOS SUSTENTADORES PRINCIPALES EN ESPAÑA, SEGÚN EDADES. 1985-1996
Número medio de años de estudio

AÑO	<20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	>70	TOTAL
Panel a: todos los sustentadores principales								
1985	10,77	10,07	8,14	7,18	6,73	5,83	5,15	7,91
1986	10,34	10,03	8,26	7,20	6,54	5,67	5,72	7,84
1987	10,19	10,08	8,51	7,55	6,70	5,46	5,65	7,92
1988	10,91	10,11	8,59	7,44	6,87	5,84	5,38	8,10
1989	10,73	10,62	8,83	7,25	6,84	5,82	5,47	8,08
1990	10,94	10,91	9,05	7,47	6,49	6,17	5,04	8,11
1991	11,09	10,87	9,35	7,64	6,78	6,16	4,20	8,22
1992	11,40	10,98	9,63	7,82	6,78	6,28	4,94	8,38
1993	11,64	11,24	9,94	8,30	7,16	6,58	5,56	8,76
1994	11,73	11,39	9,74	8,26	7,12	6,45	6,36	8,79
1995	12,03	11,28	10,10	8,28	7,18	6,17	6,03	8,81
1996	11,70	11,32	10,47	8,42	7,00	6,23	5,58	8,78
Panel b: diferenciales relativos de años de estudio								
1985	100,0	93,5	75,6	66,7	62,5	54,1	47,8	73,4
1986	100,0	97,0	79,9	69,6	63,2	54,8	55,3	75,8
1987	100,0	98,9	83,5	74,1	65,8	53,6	55,4	77,7
1988	100,0	92,7	78,7	68,2	63,0	53,5	49,3	74,2
1989	100,0	99,0	82,3	67,6	63,7	54,2	51,0	75,3
1990	100,0	99,7	82,7	68,3	59,3	56,4	46,1	74,1
1991	100,0	98,0	84,3	68,9	61,1	55,5	37,9	74,1
1992	100,0	96,3	84,5	68,6	59,5	55,1	43,3	73,5
1993	100,0	96,6	85,4	71,3	61,5	56,5	47,8	75,3
1994	100,0	97,1	83,0	70,4	60,7	55,0	54,2	74,9
1995	100,0	93,8	84,0	68,8	59,7	51,3	50,1	73,2
1996	100,0	96,8	89,5	72,0	59,8	53,2	47,7	75,0

Fuente: ECPF segundo trimestre.

no avanzar algo más en la descripción de los datos de la ECPF relacionándolos con los niveles de renta de los hogares. Para ello, en los cuadros que a continuación se analizan se ha ordenado la información de acuerdo con la decila que el mismo INE atribuye a cada uno de los hogares de la encuesta continua de presupuestos familiares. Desde este punto de vista, una primera aproximación a los cambios que se han operado en el período objeto de análisis es la que presenta el cuadro n.º 3 en el que se reproducen los años medios de estudio por decilas y para todos los ejercicios del período. Del mismo se desprenden algunas características comunes al proceso más general detallado con anterioridad, aunque otras presentan una cierta especificidad, probablemente vinculada al hecho de que el universo objeto de análisis ahora es el que abarca únicamente a los sustentadores principales. Así, junto a la esperada característica de mejora continuada en el nivel de estudios de cada una de las decilas, aparece también una tendencia clara a una reducción en dicho avance a medida que nos elevamos en la escala de renta. Dicho de otra forma, dado que los niveles (decilas) de renta más elevados disponían de un *stock* de capital humano en 1985 notablemente por encima de la media (12,0 años de estudio en promedio para la décima decila frente a los 5,2 de la primera), su avance ha sido claramente inferior (en 1996 únicamente habían presentado un crecimiento marginal hasta los 12,1 años de estudio, mientras que la primera decila aumentaba su *stock* de capital humano medido en años en más del 23 por 100, hasta los 6,4 años). De hecho, con la excepción de la cuarta decila (que presenta un aumento inferior al de la quinta) y de la octava (que presenta un avance superior al de la séptima), el perfil que muestra la ganancia relativa de escolaridad decrece con la renta. Este proceso presenta, además, una evolución convergente, de manera que la dispersión en

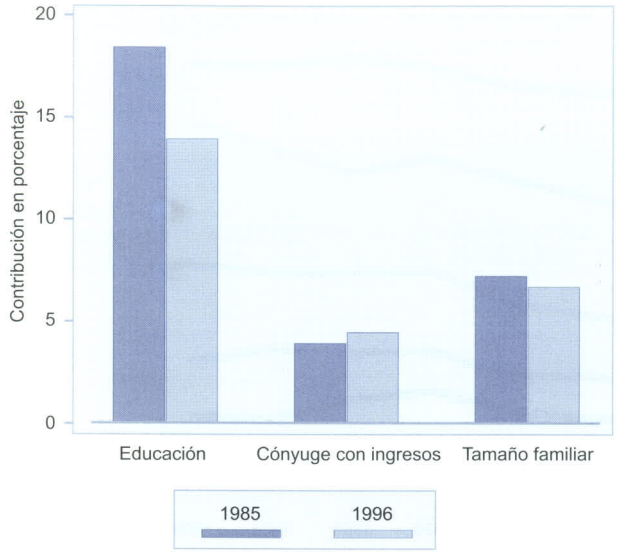
GRÁFICO 2
NÚMERO MEDIO DE AÑOS DE ESTUDIO SEGÚN TRAMOS DE EDAD PARA LOS SUSTENTADORES PRINCIPALES. 1985-1996



el nivel de escolaridad entre la décima y la primera decila se ha reducido desde valores en el entorno de 2,30-2,40 en los primeros años hasta el 1,89 de 1996, reducción que presenta un perfil relativamente semejante al experimentado por la evolución de la desigualdad (véase gráfico 3).

La segunda relación a destacar respecto de la distribución de la renta es la del tamaño del hogar que, como se desprende del cuadro n.º 4, también presenta una marcada correlación con el nivel de ingresos. Así, el número total de miembros, o el de hijos menores de 14 años, es sistemáticamente superior en aquellos situados en la parte superior de la escala de renta. En dicho cuadro se han reproducido únicamente los valores correspondientes a 1985 y 1996, aunque los resultados de los años intermedios son similares. No obstante, circunscribiéndonos a esos dos años extremos, en 1985 el promedio de miembros en los hogares de la primera decila era de 2,6, cifra que presentaba un crecimiento sistemático hasta alcanzar los 4,5 individuos de promedio en la décima decila. Este mismo patrón es el que presenta el número de hijos menores de 14 años, que se situaba en 0,7 de media para la primera decila, frente a 1,1 para la última décima, aunque en este caso cabe señalar que alguna decila de renta menos elevada (la octava en concreto) mostraba un valor algo superior. Así, en 1985 la *ratio* entre los valores extremos de miembros y de hijos menores se situaba en 1,73 para los primeros y 1,57 para los segundos. Al final del período contemplado, dos características merecen destacarse. En primer lugar, ha tenido lugar un proceso de reducción en el tamaño medio de los hogares en todas las decilas y también en el número medio de hijos menores. Este decrecimiento es general, aunque afecta de forma desigual a las distintas decilas. Este disímil comportamiento ha generado una ampliación de la *ratio* entre la décima y la primera decilas, de forma que, por lo que a miembros se refiere, en 1996 se situaba en 2,10 (frente al 1,73 de 1985) y en 2,33 para los hijos menores (frente al 1,57 anteriormente citado). Por tanto, y con respecto a su impacto sobre la distribución de la renta, dos conclusiones se deducen de lo anterior. En primer lugar, la correlación entre tamaño del hogar y renta y, en segundo término, el que dicho tamaño, en general, haya decrecido con más intensidad en los hogares con menor renta. Como posteriormente podrá comprobarse, cuando la distribución de la renta se mide en términos equivalentes, esta disminución más sustantiva en los hogares con menores ingresos jugará un papel nivelador en la distribución de la renta.

GRÁFICO 3
PRINCIPALES FACTORES EXPLICATIVOS DE LA DESIGUALDAD TOTAL



En relación con el peso de los cónyuges con ingresos, también en el período estudiado se han producido modificaciones importantes, que afectan la distribución de la renta (cuadro n.º 5). En primer lugar, y al igual que sucedía con los años de educación o el tamaño medio de la familia, existe una clara correspondencia en la muestra entre el nivel de ingresos y el total de cónyuges que se encuentran percibiendo ingresos. En segundo término, entre 1985 y 1996 ha tenido lugar un proceso de creciente participación de los cónyuges en el mercado de trabajo, de manera que si en el primer ejercicio la media de participación por familia fue cercana al 14 por 100 (unos 1,4 millones en el mercado de trabajo sobre un total de 10,3 millones de familias), en 1996 ese porcentaje había aumentado hasta más del 19 por 100. Finalmente, en el seno de los hogares, existe también una marcada tendencia hacia una mayor participación en aquellos con rentas más elevadas, de manera que la *ratio* entre la media de participación de los cónyuges de la primera y la décima decilas ha aumentado desde 5 en 1985 hasta más de 14 en 1996 (5).

En resumen, y con respecto a la especificación del modelo que en el apartado siguiente se detalla, conviene recordar algunos de los hechos estilizados que se han apuntado en esta sección. De entre los comentados, merecen destacarse los siguientes. En primer lugar, la clara correlación entre *stock* de capital humano, tamaño de la familia y participación del cónyuge en el mercado de trabajo y nivel de renta, de manera que cuanto más elevado es éste mayores son los valores de las tres variables citadas. En segundo término, y por lo que se refiere a la dinámica del período 1985-1996 en lo relativo al *stock* de capital humano, cabe

CUADRO N.º 3

AÑOS MEDIOS DE ESTUDIO DE LOS SUSTENTADORES PRINCIPALES POR DECILAS DE RENTA. 1985-1996
Años de estudio y cambio en porcentaje

	1	*2*	*3*	*4*	*5*	*6*	*7*	*8*	*9*	*10*	*TOTAL*
Detalle anual											
1985	5,2	5,9	6,4	7,2	7,4	7,9	8,6	8,8	9,7	12,0	7,9
1986	5,2	5,6	6,4	6,9	7,5	7,9	8,1	8,9	9,6	11,9	7,8
1987	4,9	5,9	6,5	7,6	7,4	8,3	8,5	8,9	9,2	11,7	7,9
1988	5,2	6,3	7,0	7,2	8,1	8,0	8,7	8,6	9,7	11,7	8,0
1989	5,0	6,1	7,1	7,7	7,8	8,2	8,6	9,2	9,5	11,6	8,1
1990	5,2	6,3	6,5	7,4	8,1	8,3	8,8	9,3	9,4	11,9	8,1
1991	5,2	6,5	6,6	7,7	8,1	8,0	9,1	9,5	9,9	11,7	8,2
1992	5,4	6,0	7,3	7,4	8,6	8,3	9,4	9,3	10,1	12,0	8,4
1993	5,9	6,5	7,4	8,1	8,3	9,2	9,5	9,6	10,3	12,5	8,7
1994	6,1	6,7	7,5	8,2	8,6	9,0	9,2	9,7	10,6	12,1	8,8
1995	6,1	6,7	7,5	8,1	8,6	9,1	9,0	9,7	10,4	12,4	8,7
1996	6,4	6,9	7,4	7,9	8,4	8,9	9,6	9,9	10,3	12,1	8,8
Crecimiento 1996-1985	23,1	16,9	15,6	9,7	13,5	12,7	11,6	12,5	6,2	0,8	11,4

Fuente: ECPF segundo trimestre.

CUADRO N.º 4

DISTRIBUCIÓN DEL TAMAÑO DE LOS HOGARES, POR DECILAS DE RENTA. 1985 y 1996
Número de miembros e hijos de cada hogar en promedio de la decila y en personas (*). Cambio en porcentaje

			VALORES MEDIOS		*VALORES ABSOLUTOS*	
Decila	*Muestra*	*Familias*	*Miembros*	*Hijos menores*	*Miembros*	*Hijos menores*
1985						
1	315	1.037.984	2,6	0,7	2.688.873	715.056
2	316	1.038.340	2,7	0,6	2.848.864	657.177
3	311	1.037.284	3,2	0,7	3.321.976	770.458
4	315	1.037.823	3,7	1,1	3.818.528	1.130.074
5	319	1.038.552	3,8	1,1	3.945.848	1.175.290
6	306	1.037.524	3,8	1,0	3.905.973	1.000.227
7	324	1.037.677	3,9	1,1	4.070.640	1.165.785
8	315	1.037.008	4,3	1,2	4.454.195	1.241.117
9	328	1.038.196	4,2	1,0	4.409.166	1.085.674
10	323	1.036.482	4,5	1,1	4.630.474	1.171.257
Total	3.172	10.376.869	3,7	1,0	38.094.538	10.112.115
1996						
1	311	1.212.496	2,0	0,3	2.405.498	409.363
2	319	1.211.298	2,4	0,4	2.855.474	524.010
3	323	1.212.034	2,8	0,5	3.377.185	652.923
4	311	1.214.169	3,1	0,7	3.755.725	808.145
5	319	1.212.376	3,2	0,6	3.846.160	744.908
6	303	1.208.578	3,5	0,7	4.287.860	861.561
7	321	1.212.624	3,5	0,7	4.272.518	846.193
8	310	1.212.696	3,6	0,6	4.318.762	766.737
9	317	1.208.552	3,9	0,6	4.742.707	785.368
10	324	1.210.545	4,2	0,7	5.133.607	818.239
Total	3.158	12.115.368	3,2	0,6	38.995.495	7.217.446
Cambio 1996/1985						
1	—	—	–23,1	–57,1	–10,5	–42,8
2	—	—	–11,1	–33,3	0,2	–20,3
3	—	—	–12,5	–28,6	1,7	–15,3
4	—	—	–16,2	–36,4	–1,6	–28,5
5	—	—	–15,8	–45,5	–2,5	–36,6
6	—	—	–7,9	–30,0	9,8	–13,9
7	—	—	–10,3	–36,4	5,0	–27,4
8	—	—	–16,3	–50,0	–3,0	–38,2
9	—	—	–7,1	–40,0	7,6	–27,7
10	—	—	–6,7	–36,4	10,9	–30,1
Total	—	—	–13,5	–40,0	2,4	–28,6

(*) Los valores absolutos se han obtenido elevando las diferentes familias a los factores poblacionales que suministra la ECPF.

concluir que en esos años tuvo lugar un intenso proceso de convergencia en el nivel medio de años de estudio declarados por los sustentadores principales, aunque ese fenómeno fue especialmente agudo en los grupos de edad comprendidos entre los 21 y los 40 años. De esa forma, a través de un mayor aumento en el *stock* de capital y de ganancias relativas de esos hogares en el total poblacional, cabe esperar un impacto favorable sobre la distribución de la renta. Junto a ese fenómeno básico, del análisis anterior también cabe destacar el proceso general de reducción en la familia media, siendo los hogares de menor renta aquellos que han disminuido en mayor proporción su tamaño. Ese aspecto va a jugar también a favor de la mejora de la distribución operada cuando se emplean escalas de equivalencia. Finalmente, la participación del cónyuge en el mercado de traba-

CUADRO N.º 5

CONYUGE CON INGRESOS. 1985-1996
Valores medios y absolutos(*) en personas. Cambio en porcentaje

Deciles	VALORES MEDIOS		VALORES ABSOLUTOS		CAMBIO 1985/1996
	1985	1996	1985	1996	
1	0,06	0,03	62.609	35.088	–44,0
2	0,06	0,07	62.432	79.741	27,7
3	0,07	0,08	73.377	97.563	33,0
4	0,10	0,10	98.840	121.026	22,4
5	0,09	0,13	91.158	159.623	75,1
6	0,14	0,18	149.186	223.368	49,7
7	0,14	0,26	144.122	321.100	122,8
8	0,17	0,31	181.065	375.545	107,4
9	0,24	0,35	250.053	419.371	67,7
10	0,30	0,43	311.265	515.602	65,6
Total	0,14	0,19	1.424.108	2.348.027	64,9
***Ratio* 10ª/1ª decila**	5,00	14,33	—	—	—

(*) Los valores absolutos se han obtenido elevando las diferentes familias a los factores poblacionales que suministra la ECPF.

jo apuntaría, a priori, a un impacto en sentido contrario, dado que en el contexto de mayor participación producido en aquellos años ésta fue notablemente más elevada en las decilas superiores. No obstante, dado que no se posee información sobre duración de la jornada, el impacto final de esos cambios es ambiguo.

IV. EL PAPEL DEL CAPITAL HUMANO EN LA REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD EN ESPAÑA 1985-1996

Las transformaciones comentadas, tanto en la estructura de la ocupación como en otras variables socio-económicas de la familia, parecen haber tenido consecuencias de cierta importancia sobre el conocido proceso de mejora de la distribución de la renta que tuvo lugar en España entre 1985 y 1996 (véase Oliver, Ramos y Raymond, 2001). Para aislar el efecto de los distintos elementos que afectan la distribución de la renta, se ha optado por aquella visión que utiliza funciones de capital humano mincerianas ampliadas a la familia y otras características socio-económicas de los hogares. Esta aproximación parte de la hipótesis, ampliamente contrastada por la evidencia empírica, de que el capital humano y su distribución entre los hogares constituye una de las fuentes primordiales de desigualdad.

Para estimar el efecto conjunto de las distintas características disponibles en la ECPF, utilizamos una descomposición propuesta por Fields (1998), que se inspira en la metodología utilizada para descomponer la renta total por fuentes de renta debida a Shorrocks (1982). Fields (1998) parte de un modelo log-lineal como proceso generador de la renta familiar de la forma:

$$ln\ Y_{it} = \alpha_t + \beta_t \cdot S_{it} + \delta'_t \cdot Z_{it} + \epsilon^*_{it} \qquad [1]$$

donde $ln\ Y_{it}$ denota el logaritmo de la renta del hogar i en el año t, S_{it} es el número de años de estudio del cabeza de familia, Z_{it} recoge las restantes características que determinan la renta familiar, y ϵ^* es un elemento de perturbación aleatoria. Tomando diferencias con respecto a la media, se obtiene:

$$y_{it} = \beta_t \cdot s_{it} + \delta'_t \cdot z_{it} + \epsilon_{it} \qquad [2]$$

y multiplicando por y_{it}, sumando para todo i y calculando límites probabilísticos, se deduce:

$$\sigma^2_{yt} = \beta_t \cdot cov\ (s_i\ ,\ y_i)_t + \delta_t \cdot cov\ (z_{it}\ ,\ y_{it}) + \sigma^2_{\epsilon t} \qquad [3]$$

dónde:

$$\sigma^2_{yt} = \text{limp}\ (1/N \cdot \Sigma y^2_{it});\ \text{cov}\ (s_i \cdot y_i)_t = \\ = \text{limp}\ (1/N \cdot \Sigma s_{it} \cdot y_{it});\ \text{y} \\ \sigma^2_{\epsilon t} = limp\ (1/N \cdot \Sigma \epsilon^2_{it}) \qquad [4]$$

Al operar con los estimadores muestrales, σ^2_{yt} recoge la varianza observada en la distribución de la renta, $\beta_t \cdot \text{cov}\,(s_i, y_i)_t$ la parte de esta varianza explicada por la distribución del capital humano, $\delta_t \cdot \text{cov}\,(z_{it}, y_{it})$ la parte de esta varianza explicada por las restantes variables explicativas incluidas en la ecuación de generación de renta y, finalmente, $\sigma^2_{\epsilon t}$ la varianza no explicada por el modelo.

Fields (1998) demuestra que la descomposición en [4] se cumple no sólo para el caso de la varianza, sino también para una amplia clase de medidas de desigualdad, que incluye la familia de índices de Atkinson, la familia de entropía generalizada y el coeficiente de Gini, entre otros. Más concretamente, [4] se cumple para cualquier índice de desigualdad $I(y_1, \ldots, y_N)$ continuo y simétrico para el que $I(\mu, \ldots, \mu) = 0$, donde μ representa la media de y. En resumen, la metodología de Fields (1998) permite descomponer la desigualdad de la renta total por características socio-económicas sin tener que escoger una medida de desigualdad concreta, con la condición de que se defina correctamente el modelo generador de rentas en [1] (6). Es decir, el efecto de cada característica sobre la desigualdad de la renta total es independiente del índice de desigualdad utilizado para el análisis empírico.

La estimación del modelo puede efectuarse de forma separada para cada uno de los años. Alternativamente, si los coeficientes de la ecuación de generación de renta se mantienen estables en el tiempo, y con objeto de evitar oscilaciones erráticas atribuibles a elementos puramente muestrales, cabe formar un *pooling* y estimar conjuntamente las once ecuaciones para los once años. Después de haber ensayado distintas alternativas y de someter a contraste las pertinentes restricciones de igualdad de coeficientes, ésta fue la elegida, permitiendo que desde 1985 hasta 1990 variase el coeficiente que afecta a la educación. En efecto, la estimación sin restricciones mostraba estabilidad de coeficientes, salvo el coeficiente que afecta a la escolaridad, que experimentaba una tendencia decreciente entre 1985 y 1990. En la medida en que la variable dependiente es la renta después de impuestos, se interpreta que esta caída, entre otros factores, puede estar ligada a la progresión de la fiscalidad entre estas dos fechas.

Con respecto a la especificación de la ecuación generadora de renta, para recoger la caída del coeficiente que afecta a la escolaridad del cabeza de familia entre 1985 y 1990, se ha supuesto que seguía una tendencia decreciente entre estas dos fechas y que posteriormente permanecía estable. Las conclusiones eran muy similares a las que se obtenían dejando variar libremente el coeficiente, si bien al proceder de esta forma se obtiene una especificación más simple, que no resultan rechazada por los datos y que evita ciertas modificaciones un tanto erráticas del coeficiente que resultan difíciles de explicar desde una perspectiva conceptual. En concreto, para el período 1985-1990, la formulación adoptada postula:

$$\beta_t = \phi + \lambda t \qquad [5]$$

en donde $t=1$ para 1985 y 6 para 1990 y subsiguientes.

Finalmente, por lo que respecta a la especificación de la ecuación de ingresos familiares, se consideraron como variables explicativas las siguientes: la educación del cabeza de familia medida en años de escolaridad, su edad y su edad al cuadrado, el estado civil del cabeza de familia, la existencia de un cónyuge con ingresos, el sexo del cabeza de familia y el logaritmo del tamaño familiar medido a través de la suma ponderada del número de miembros de la familia, empleando como criterio de ponderación la escala de equivalencia de Oxford (7). En la ecuación se optó por no incluir aquellas otras variables explicativas que, si bien podían contribuir a aumentar el ajuste de la ecuación, no son independientes del nivel educativo alcanzado. Es decir, la idea es excluir como variables explicativas todas aquellas que puede entenderse que captan el mecanismo a través del cual los más educados consiguen incrementar su nivel de ingresos. En cuanto a la variable dependiente, es siempre la renta familiar neta equivalente, obtenida dividiendo la renta neta familiar por el tamaño familiar que se deduce de la aplicación de la mencionada escala de equivalencia de Oxford. En esencia, la especificación adoptada sigue la propuesta de Fields (1998), y la lógica que subyace es una ecuación minceriana de ingresos aumentada por ciertas características que claramente contribuyen a explicar la renta familiar. La inclusión del tamaño familiar como variable explicativa obedece al deseo de aislar el efecto que la modificación del tamaño medio de los hogares españoles ha tendido sobre la distribución de la renta. Junto a estas variables, y dado que se opera con un *pooling* que incluye el período 1985-1996, se introducen seis variables ficticias temporales (o efectos fijos temporales) que recogen todas aquellas influencias que, como el ciclo o el cambio técnico, son específicas de la renta generada en cada año y comunes a las distintas familias contempladas.

CUADRO N.º 6

FUNCIÓN DE INGRESOS FAMILIAR

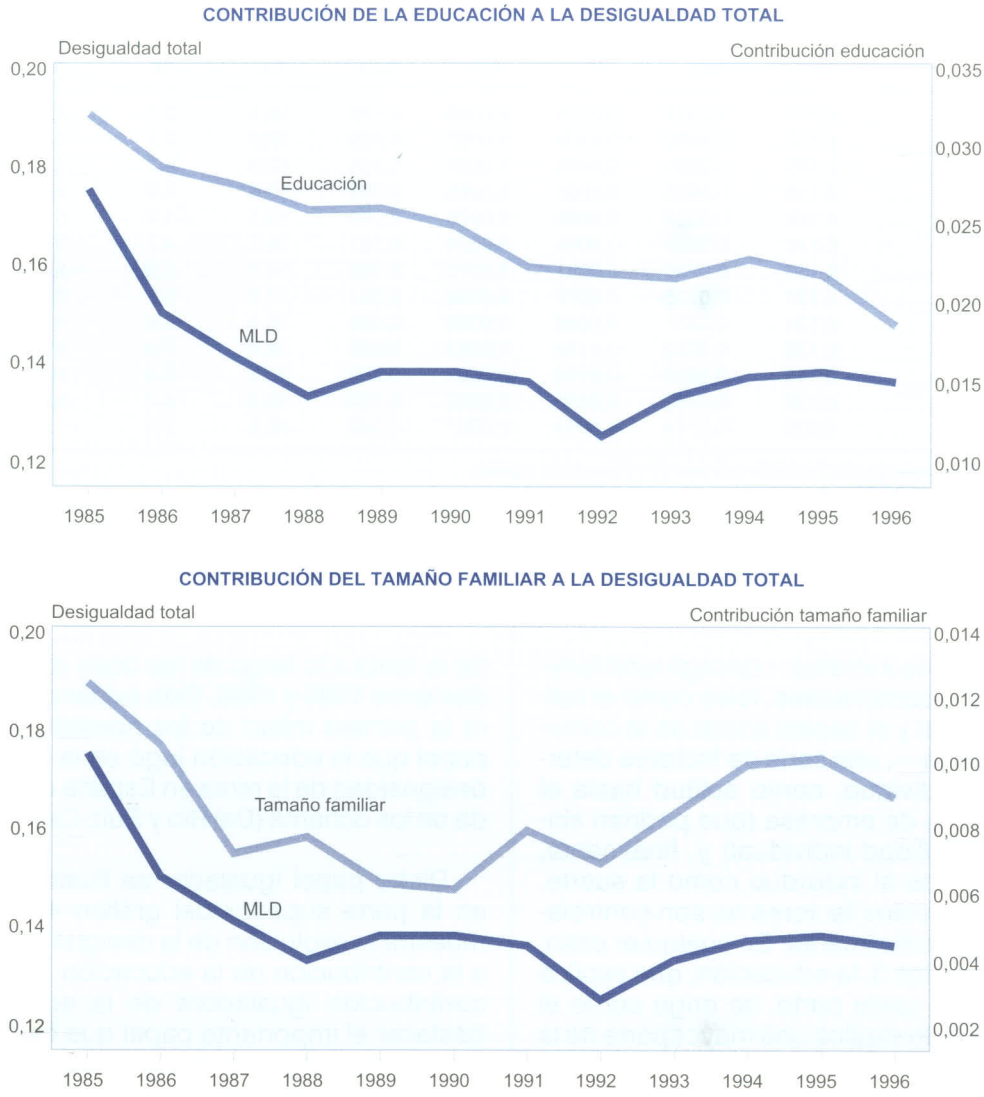
LOG (RENTA NETA)	*COEFICIENTE*	*ESTADÍSTICOS t (WHITE)*
Educación del cabeza de familia en años	0,0672	44,0
Edad del cabeza de familia	0,0279	26,1
Edad al cuadrado del cabeza de familia	–0,0002	–23,8
Estado civil del cabeza de familia (Soltero=1)	–0,1205	–11,3
Cónyuge con ingresos	0,2793	50,9
Sexo (Hombre=1)	0,0578	5,6
d86	0,0392	3,0
d87	0,0908	6,9
d88	0,1580	11,1
d89	0,2181	13,9
d90	0,2807	16,1
d91	0,3179	17,9
d92	0,3470	19,8
d93	0,3274	18,6
d94	0,3190	18,1
d95	0,3354	19,0
d96	0,3298	18,5
tendencia: $t \cdot S_{it}$	–0,0023	–6,4
log (Escala equivalencia)	–0,3620	–46,0
Constante	12,0807	392,4
R^2	—	0,3276
Número de observaciones	—	36.133

El cuadro n.º 6 detalla los resultados de la estimación. Como de los resultados que dicho cuadro ofrece se desprende con claridad, la experiencia en el mercado de trabajo (medida en estas especificaciones mediante la edad del sustentador familiar) y el nivel educativo del cabeza de familia son las variables más relevantes para explicar el nivel de ingresos del hogar. Así, por ejemplo, en 1996, la diferencia de ingresos esperados para una familia en la que el sustentador principal sea varón, el cónyuge no participe en el mercado de trabajo, tenga 50 años y no haya alcanzado ningún tipo de estudios respecto de la misma situación familiar con la excepción del cabeza de familia con estudios universitarios (18 años de estudio) es de 1 a 5 aproximadamente.

Por lo que respecta a la evolución de la desigualdad en la distribución de la renta en el período 1985-1996, en el cuadro n.º 7 y en el gráfico 4 se han reproducido los valores del índice MLD (8) que es el índice seleccionado, conduciendo a muy similares conclusiones que las derivadas de índices de desigualdad alternativos tales como Theil o Gini. Como puede observarse, este índice de desigualdad cae desde valores de 0,177 en 1985 a 0,137 en 1996, lo que representa una reducción del 22,4 por 100 que, no obstante, tiene lugar fundamentalmente en el período 1985-1992, cuando la desigualdad se reduce en un 28,1 por 100, asistiéndose a partir de entonces a un aumento de la misma hasta 1996, en que nuevamente presenta una disminución. Atendiendo a las estimaciones efectuadas, es posible estimar los efectos determinantes tanto de la desigualdad en cada uno de los años analizados como de la evolución de la desigualdad total que el índice MLD recoge. En efecto, el mencionado cuadro muestra (en valores y porcentajes) la contribución a la desigualdad total de la desigual distribución del capital humano entre los cabeza de familia, del tamaño y la composición familiar, de la existencia de un cónyuge con ingresos y, finalmente, de una categoría residual no explicada.

En términos porcentuales, la contribución de los tres efectos más importantes ha experimentado algunas modificaciones en el período analizado. Así, mientras la educación ha reducido su aportación en la parte explicada de la desigualdad (desde aproximadamente el 18 al 14 por 100 entre 1986 y 1996), igualmente, aunque en menor cuantía, el tamaño de la familia ha reducido su contribución a la explicación de la desigualdad. Finalmen-

GRÁFICO 4
DESIGUALDAD, EDUCACIÓN Y TAMAÑO FAMILIAR



te, la participación del cónyuge en el mercado de trabajo se ha movido en la dirección opuesta, con un ligero aumento. Centrándonos en el primer y último año del período de análisis (véase gráfico 3), en 1985 el valor del índice de desigualdad era de 0,177, y de este valor la desigual distribución de la educación explicaba un 18 por 100, el desigual tamaño de las familias un 7 por 100, la existencia de cónyuges con ingresos frente a familias con un solo perceptor de rentas un 4 por 100, y el 71 por 100 restante debía atribuirse a factores que el modelo no contempla. De la menor desigualdad de la renta observada en 1996, la educación explica un porcentaje ligeramente inferior —un 14 por 100—, el tamaño y composición familiar sigue explicando un 7 por 100, la existencia de cónyuge con ingresos un 5 por 100 y los restantes factores un 74 por 100. Entre ellos, cabe destacar los cambios en las relaciones entre el sector público y las familias y su impacto sobre la renta familiar —vía transferencias monetarias e impuestos—, la desigual distribución del *stock* de riqueza

CUADRO N.º 7

EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y FACTORES EXPLICATIVOS
Contribución a la desigualdad de las distintas características

	VALOR					PORCENTAJE SOBRE LA DESIGUALDAD TOTAL			
AÑOS	MLD	Edu	TF	CCI	Resto	Edu	TF	CCI	Resto
1985	0,177	0,0326	0,0126	0,0069	0,125	18,4	7,1	3,9	70,6
1986	0,152	0,0292	0,0108	0,0067	0,105	19,2	7,1	4,4	69,3
1987	0,143	0,0280	0,0074	0,0064	0,101	19,6	5,2	4,5	70,7
1988	0,135	0,0625	0,0080	0,0065	0,095	19,6	5,9	4,5	69,9
1989	0,140	0,0267	0,0066	0,0070	0,099	19,1	4,7	5,0	71,2
1990	0,140	0,0255	0,0064	0,0074	0,101	18,2	4,7	5,3	71,9
1991	0,138	0,0230	0,0081	0,0070	0,099	16,7	5,9	5,1	72,3
1992	0,127	0,0225	0,0072	0,0066	0,091	17,7	5,7	5,2	71,4
1993	0,135	0,0221	0,0086	0,0065	0,098	16,4	6,4	4,8	72,4
1994	0,138	0,0233	0,0102	0,0063	0,098	16,9	7,4	4,6	71,2
1995	0,140	0,0224	0,0104	0,0067	0,100	16,0	7,4	4,8	71,9
1996	0,138	0,0192	0,0092	0,0062	0,103	13,9	6,7	4,5	74,9
(1996-85)(*)	–0,039	–0,0134	–0,0033	–0,0007	–0,022	33,8	8,8	1,7	55,7

Edu: Educación del cabeza de familia; TF: Tamaño de la familia; CCI: Cónyuge con ingresos.
(1996-85): diferencia entre 1996 y 1985.
(*) Los valores porcentuales correspondientes a la diferencia entre 1996 y 1985 están calculados como porcentaje del cambio en la desigualdad. Así el 34 por 100 correspondiente a educación es el resultado de dividir 0,0134 (la reducción en la desigualdad atribuible a educación) por 0,039 (la reducción total observada en la desigualdad). Igual criterio se sigue en los demás casos.

y de otras dotaciones iniciales —*background* familiar y otros efectos contextuales, tales como el *networking* o red social y el capital social de la comunidad de residencia—, una serie de factores determinados por el individuo, como actitud hacia el trabajo o el espíritu de empresa (que podrían sintetizarse en la habilidad individual) y, finalmente, otros más exógenos al individuo como la suerte. La mayor parte de estos factores no son controlables, o lo son muy difícilmente. En cualquier caso, como ilustra el gráfico 3, la educación, que explica algo más que una sexta parte, se erige como el factor que por sí solo explica una mayor parte de la desigualdad total.

La substancial reducción de la desigualdad total también se debe en gran parte a la educación. Como muestra la última fila (panel derecho) del cuadro n.º 7, un 34 por 100 de la disminución en la desigualdad total viene explicado por la educación, un 8 por 100 por el tamaño familiar, un 2 por 100 por el trabajo del cónyuge, y un 56 por 100 por restantes factores tales como la edad, el estado civil, el sexo de los cabezas de familia, o no explicados. En realidad, la parte no explicada es muy importante, lo que significa que variables que el modelo especificado no controla explican una buena parte de la reducción de la desigualdad. No obstante, cabe destacar el gran efecto igualador de la educación sobre la evolución de la desigualdad de la renta a lo largo de los doce años comprendidos entre 1985 y 1996. Esta evidencia extiende, para la primera mitad de los noventa, el importante papel que la educación jugó en la reducción de la desigualdad de la renta en España durante la década de los ochenta (Del Río y Ruiz-Castillo, 2001) (9).

Dicho papel igualador se ilustra gráficamente en la parte superior del gráfico 4, en el que se muestra la evolución de la desigualdad total frente a la contribución de la educación. Dentro de esta contribución igualadora de la educación, cabe destacar el importante papel que ésta juega en el periodo en el que la desigualdad se incrementa. En efecto, durante el periodo 1992-1996, el incremento de la desigualdad total habría sido un tercio más grande si no hubiese sido por el efecto igualador que la educación ejerce sobre la distribución de la renta.

En este sentido, el comportamiento de la contribución del tamaño y la composición familiar es substancialmente distinto. Como ilustra la parte inferior de dicho gráfico, al considerar todo el periodo analizado, el tamaño y la composición familiar tiene un efecto igualador importante que, sin embargo, esconde la distinta contribución de esta variable según la tendencia en la desigualdad total. En efecto, aunque para el periodo 1985-1992 el tamaño y la composición familiar contribuyen positivamente

a la reducción de la desigualdad total en un 11 por 100, cuando la desigualdad total se incrementa (1992-1996), el tamaño y la composición familiar explica el 19 por 100 de dicho incremento.

IV. CONSIDERACIONES FINALES

En síntesis, la principal conclusión que de este trabajo se desprende es destacar la importancia que la educación tiene tanto en la distribución de la renta como en la mejora observada. Así, y por lo que se refiere a la relevancia de esta variable en la distribución de la renta, cabe recordar que ésta aparece como la que más proporción de la desigualdad explica, tanto al principio como al final del período. Aunque cabe añadir que su peso se sitúa entre el 18 y el 14 por 100, muy alejado de la parte no explicada por el modelo propuesto. Desde este punto de vista, la especificación utilizada no puede explicar aproximadamente el 70 por 100 de la desigualdad. Aunque en este trabajo no se ha profundizado en qué otros factores subyacen en este proceso, si cabe mencionar entre ellos la incidencia del sector público, la desigual distribución del stock de riqueza y de otras dotaciones iniciales (*background* familiar y otros efectos contextuales, tales como el *networking* o red social y el capital social de la comunidad de residencia) y otros factores individuales que podrían resumirse en la habilidad. Adicionalmente, tampoco se han considerado aquí los importantes elementos de compensación que surgen entre familias cuando se incorpora el gasto público, y ello por los mismos motivos que se han comentado al considerar los factores fiscales.

En cualquier caso, y dado que la educación se erige como el factor que por sí solo explica una mayor parte de la desigualdad, con aproximadamente una sexta parte del total, garantizar que todos los miembros de la sociedad puedan acceder a unos estándares educativos adecuados, eliminando las restricciones financieras de las clases menos favorecidas económicamente, posiblemente sea uno de los pocos y mejores mecanismos redistributivos de renta que no solamente no entrañe coste alguno en términos de eficiencia, sino que tienda a acrecentarla. La cuestión clave radica en el diseño de los mecanismos institucionales adecuados para que las personas hábiles, pero sometidas a las restricciones financieras que suelen caracterizar a los estratos de menor renta de la población, puedan acceder al sistema educativo.

Junto a ese elemento central, otros dos aspectos aparecen como substantivos y, probablemente, han de exigir nuevos esfuerzos de investigación. Así, el tamaño de la familia destaca como un factor que, si bien ha ayudado a comprimir las diferencias de renta en la segunda mitad de los ochenta, durante la primera mitad de los noventa ha jugado el papel opuesto. En este contexto, cabe recordar que existe una clara correlación, probablemente no del todo intuitiva, entre tamaño del hogar y renta, de forma que son los hogares más ricos los que más miembros (y más hijos menores) tienen. Lo acontecido en los años analizados apunta a que, junto al proceso general de reducción del tamaño del hogar en todas y cada una de las decilas, ha tenido lugar una disminución más importante en las decilas más pobres. Así, y dado que la distribución de la renta estudiada se corresponde con la de renta neta equivalente según la escala de equivalencias de Oxford, también empleada por la OCDE, los hogares más pobres y con menos hijos dependientes ven aumentado, de forma más elevada que los de mayor renta, su ingreso equivalente. Finalmente, la participación del cónyuge en el mercado de trabajo ha aparecido también como una característica que ha contribuido a la disminución de la desigualdad. Y ello ha pesar de que el aumento en dicha participación ha sido notablemente más elevado entre los hogares de mayor renta. En cualquier caso, su aportación al cambio experimentado en la distribución de la renta ha sido muy limitada.

Como consideración final, y a efectos de visualizar la posible evolución de la distribución de la renta en España, cabe señalar que es necesario profundizar en el mecanismo preciso mediante el cual el factor educativo está contribuyendo a la reducción de la desigualdad. En efecto, ese impacto podría tener lugar tanto por la redistribución del *stock* de capital humano que se ha producido como por las modificaciones en los rendimientos de las distintas inversiones en educación efectuadas. A estos dos elementos cabría añadir las interacciones de ambos con el resto de factores que acaban determinando la distribución final de la renta. Además, otros elementos, vinculados directa o indirectamente a la educación, podrían ayudar a explicar aquella relación. Piénsese, por ejemplo, en el posible proceso de sobreeducación en España, del que comienza a existir alguna evidencia. O, en otro orden de cosas, en el hecho de que la mejora del *stock* de capital humano en los sustentadores principales en España ha tenido lugar, básicamente, en aquellos hogares en los que sus sustentadores principales tienen entre los 21 y los 40 años, que son, también en términos demográficos, las generaciones más nutridas. Por ello, y dado que en la

segunda parte de los noventa ha continuado el doble proceso de aumento general del nivel educativo y de crecimiento superior de las generaciones intermedias (a medida que los hijos del *baby-boom* van desplazándose hacia arriba en la escala de edades), cabría esperar el mantenimiento del impacto del factor educativo sobre la evolución de la desigualdad en la distribución de la renta.

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 equipo 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) Véase el trabajo de OLIVER, RAMOS y RAYMOND «Anatomía de la distribución de la renta en España, 1985-1996: la continuidad de la mejora» en este mismo número de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA.

(2) En 1999, y atendiendo a la triple clasificación de los niveles educativos de Eurostat, España presentaba un peso del nivel superior del 21,9 por 100, frente a una media simple europea del 21,3 por 100, mientras que el nivel más bajo alcanzaba un total del 61 por 100, cifra a comparar con el 37 por 100 medio europeo (vid. BARCEINAS, OLIVER, RAYMOND y ROIG, 2000).

(3) La fuente de información ha sido, en todos los casos y salvo expresión en contrario, la EPA del segundo trimestre de cada año. La equivalencia entre cada nivel educativo y los años imputados se encuentra en el pie del cuadro del anexo.

(4) El cálculo de este promedio se ha efectuado con la siguiente asignación de años de estudio para cada categoría educativa contemplada en la ECPF: analfabetos, 0 años; sin estudios, 4 años; primer grado, educación primaria, EGB y equivalente, 8 años; segundo grado, segundo ciclo, educación secundaria de segundo nivel, 13 años; diplomados universitarios y equivalentes, 16 años, y licenciados universitarios, 18 años.

(5) Este aumento de la *ratio* entre la primera y la décima decila también se mantiene si, para evitar problemas muestrales, se toman el conjunto de las tres primeras y últimas decilas. En este caso, dicha *ratio* pasa de un valor de 3,7 en 1985 a 6,0 en 1996.

(6) También debemos estar de acuerdo con el conjunto de condiciones o axiomas que conducían a la descomposición por fuentes de renta de SHORROCKS (1982).

(7) La especificación de la ecuación de ingresos está, en parte, limitada por la relativa escasez de información sociodemográfica de la ECPF, sobre todo por lo que se refiere a los miembros del hogar que no son cabeza de familia. Así, por ejemplo, no se utiliza la educación de los demás miembros del hogar porque no se dispone de dicha información.

(8) Este índice se define como la desviación media de los logaritmos:

$$I_0 = \frac{1}{n}\sum_i \log\frac{\mu}{y_i}$$

(9) Nótese que, aunque DEL RÍO y RUIZ-CASTILLO (2001) utilizan la variable gasto y las EPF, las conclusiones que se obtienen al utilizar metodologías distintas como la nuestra (renta neta y ECPF) van en la misma dirección.

BIBLIOGRAFÍA

ALBA-RAMÍREZ, A. (1993), «Mismach in the Spanish labour market. Overeducation?», *Journal of Human Resourcess*, XXVIII (2).

ALBA-RAMÍREZ, A., y L. COLLADO (1999), «Do wives' earnings contribute to reduce income inequality?: evidence from Spain», *Working Paper, AD99-11*, IVIE.

ALBERT, C. (1998), «Higher education demand in Spain: the influence of labour market signals and family background», *Working Paper, EC 98-17,* IVIE.

ALDÁS, J., y E. URIEL (1999), «Equidad y eficacia del sistema español de becas y ayudas al estudio», *Working Paper*, EC 99-11, IVIE.

BARCEINAS PAREDES, F.; J. OLIVER ALONSO; J. L. RAYMOND BARA, y J. L. ROIG SABATÉ (2000), «Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España», en PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 86, págs. 128-148.

— (2001), «Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España» (en curso de publicación).

CEA, F., y J. G. MORA (1992), «Análisis socioeconómico de la demanda de estudios superiores», *Estadística Española*, nº 34, 129, págs. 61-92.

DEL RÍO, C., y J. RUIZ-CASTILLO (2001), «Accounting for the decline in Spanish household expenditures inequality during the 1980s», *Spanish Economic Review* (de próxima aparición).

DOLADO, J. J.; FELGUEROSO, F. y GIMENO, J. F. (2000), «La inserción laboral de los titulados universitarios en España»,en PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, 86, págs. 78-98.

FIELDS, G. (1998), «Accounting for income inequality and its change», Cornell University, mimeo.

MAÑÉ VERNET, F. (2001), «Cambio tecnológico y cualificaciones en la industria española: una aproximación estructural», mimeo, Departamento Economía Aplicada, UAB.

MAÑÉ VERNET, F., y J. OLIVER ALONSO (2001), «España, balance 2000», *Economistas*, Madrid.

MORA RUIZ, J. G. (1996), «Equidad en el acceso a la educación superior: ¿para quién son las becas?», *Revista de Educación*, número 309, págs. 239-259.

OLIVER, J.; X. RAMOS, y J. L. RAYMOND (2001), «Anatomía de la distribución de la renta en España, 1985-1996: la continuidad de la mejora», en PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, este número.

SHORROCKS, A. (1982), «Inequality decomposition by factor components», *Econometrica*, 50, págs. 193-212.

ANEXO

OCUPACIÓN SEGÚN NIVEL DE ESTUDIOS EN ESPAÑA 1977-1999 (*)
Valores absolutos y estructura percentual

			SECUNDARIOS					
	Sin estudios	*Primarios*	*Sec. bajo*	*Secundario*	*Sec. técnico*	*Presuperior*	*Superior*	*TOTAL*
Valores absolutos								
1977	2.059.708	7.819.183	959.861	655.379	158.337	346.284	339.151	12.337.903
1978	2.040.410	7.523.560	1.031.850	596.558	170.205	411.182	340.370	12.114.134
1979	1.907.974	7.332.120	1.098.642	569.061	186.054	445.899	372.626	11.912.376
1980	1.725.344	7.040.049	1.151.656	582.347	211.390	474.856	376.647	11.562.289
1981	1.570.886	6.780.220	1.205.780	608.958	221.963	466.943	373.111	11.227.861
1982	1.559.105	6.475.534	1.328.780	671.834	217.479	482.136	390.515	11.125.384
1983	1.474.671	6.130.237	1.486.543	697.377	247.514	542.086	466.458	11.044.886
1984	1.394.695	5.785.902	1.543.612	757.070	253.038	536.457	470.521	10.741.294
1985	1.327.947	5.463.040	1.673.548	798.664	288.794	527.104	497.726	10.576.821
1986	1.253.455	5.396.806	1.882.767	844.896	337.543	592.708	525.648	10.833.823
1987	1.326.123	5.349.114	2.261.122	885.719	309.196	627.534	570.758	11.329.566
1988	1.441.902	5.138.872	2.521.015	954.707	364.541	666.167	621.312	11.708.515
1989	1.466.797	4.938.263	2.881.155	1.065.236	406.865	734.239	701.855	12.194.411
1990	1.417.832	4.912.231	3.104.665	1.117.740	490.005	775.857	738.177	12.556.507
1991	1.337.664	4.786.502	3.231.498	1.154.346	531.736	795.626	784.772	12.622.143
1992	1.217.578	4.535.845	3.378.951	1.083.520	628.822	799.591	813.396	12.457.702
1993	1.094.868	4.098.025	3.297.202	1.089.957	659.840	839.575	788.099	11.867.567
1994	958.677	3.850.844	3.385.196	1.108.161	726.922	827.688	870.184	11.727.672
1995	893.011	3.780.932	3.573.758	1.172.287	796.519	867.435	943.501	12.027.443
1996	818.204	3.591.463	3.730.713	1.263.254	865.391	992.437	1.080.549	12.342.011
1997	786.231	3.498.639	3.969.153	1.338.193	938.889	1.058.364	1.116.954	12.706.423
1998	697.284	3.463.832	4.211.507	1.454.458	1.026.595	1.088.962	1.217.972	13.160.609
1999	728.780	3.324.139	4.547.599	1.540.455	1.151.274	1.144.832	1.335.946	13.773.025
2000	791.023	3.462.598	4.552.881	1.704.306	1.238.900	1.189.578	1.510.244	14.449.530
Estructura percentual								
1977	16,7	63,4	7,8	5,3	1,3	2,8	2,7	100,0
1978	16,8	62,1	8,5	4,9	1,4	3,4	2,8	100,0
1979	16,0	61,6	9,2	4,8	1,6	3,7	3,1	100,0
1980	14,9	60,9	10,0	5,0	1,8	4,1	3,3	100,0
1981	14,0	60,4	10,7	5,4	2,0	4,2	3,3	100,0
1982	14,0	58,2	11,9	6,0	2,0	4,3	3,5	100,0
1983	13,4	55,5	13,5	6,3	2,2	4,9	4,2	100,0
1984	13,0	53,9	14,4	7,0	2,4	5,0	4,4	100,0
1985	12,6	51,7	15,8	7,6	2,7	5,0	4,7	100,0
1986	11,6	49,8	17,4	7,8	3,1	5,5	4,9	100,0
1987	11,7	47,2	20,0	7,8	2,7	5,5	5,0	100,0
1988	12,3	43,9	21,5	8,2	3,1	5,7	5,3	100,0
1989	12,0	40,5	23,6	8,7	3,3	6,0	5,8	100,0
1990	11,3	39,1	24,7	8,9	3,9	6,2	5,9	100,0
1991	10,6	37,9	25,6	9,1	4,2	6,3	6,2	100,0
1992	9,8	36,4	27,1	8,7	5,0	6,4	6,5	100,0
1993	9,2	34,5	27,8	9,2	5,6	7,1	6,6	100,0
1994	8,2	32,8	28,9	9,4	6,2	7,1	7,4	100,0
1995	7,4	31,4	29,7	9,7	6,6	7,2	7,8	100,0
1996	6,6	29,1	30,2	10,2	7,0	8,0	8,8	100,0
1997	6,2	27,5	31,2	10,5	7,4	8,3	8,8	100,0
1998	5,3	26,3	32,0	11,1	7,8	8,3	9,3	100,0
1999	5,3	24,1	33,0	11,2	8,4	8,3	9,7	100,0
2000	5,5	24,0	31,5	11,8	8,6	8,2	10,5	100,0

(*) El grupo de «sin estudios» incluye los «analfabetos y sin estudios» de la EPA; el grupo de «primarios», el de estudios primarios y ciclos inicial y medio de EGB; el de «secundario bajo» los de bachiller elemental, ciclo superior de EGB y formación profesional de primer grado y de grado de medio; el de «secundario» los grupos de bachiller superior y BUP; el de secundario técnico, la enseñanza profesional de segundo grado y de grado superior; el «presuperior», las carreras universitarias de ciclo corto, y el «superior», las licenciaturas e ingenierías de ciclo largo.
Fuente: EPA segundo trimestre.

Resumen

En el período 1985-1996, la desigualdad de la renta en España se redujo de forma notable, en claro contraste con lo sucedido en otros países avanzados. En este trabajo, se profundiza en el impacto que sobre esta reducción en la desigualdad ha ejercido la redistribución del *stock* de capital humano, uno de los factores que aparecen como más relevantes para explicar tanto la distribución de la renta como sus modificaciones. Las conclusiones obtenidas sugieren que aproximadamente un tercio de la reducción en la desigualdad que se ha producido entre los dos años extremos contemplados (1985 frente a 1996) se debe al comportamiento del capital humano. Otros factores, tales como el tamaño de la familia o la participación de ambos cónyuges en el mercado de trabajo, han actuado en el mismo sentido. Finalmente, un elevado porcentaje de mejora en la distribución permanece por explicar, y deberá ser objeto de investigaciones futuras.

Palabras clave: distribución renta, capital humano, ecuación de ingresos.

Abstract

In the period 1985-1996 income inequality decreased considerably in Spain, in sharp contrast to what happened in other advanced countries. In this article we examine the role played in this reduction in inequality by redistribution of the stock of human capital, one of the factors that appear most important for explaining both income distribution and its modifications. The conclusions obtained suggest that approximately one third of the reduction in inequality that took place in the two limit years studied (1985 *vs*. 1996) is due to the behaviour of human capital. Other factor, such as family size or participation of both spouses in the labour market have exerted an influence in the same direction. Finally, a high percentage of improvement in distribution remains to be explained and should be the subject of future research.

Key words: income distribution, human capital, income equation.

JEL classification: D31, I21.

COLABORADORES EN ESTE NÚMERO

ALBERT LÓPEZ-IBOR, Rocío. Doctora en Derecho por la UCM. European Master in Law & Economics (Universidad de Hamburgo). Profesora ayudante en el Departamento de Economía Aplicada IV de la Facultad de Derecho de la UCM. Subdirectora del Master en Derecho, Economía y Políticas Públicas de la Fundación Ortega y Gasset. Especialista en temas de análisis económico del mercado de trabajo y regulación antidiscriminación.

AYALA CAÑÓN, Luis. Licenciado (1989) y doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Complutense de Madrid (1997, Premio Nacional del Consejo Económico y Social). En la actualidad es profesor titular de Economía Aplicada en la Universidad de Castilla-La Mancha. Ha sido investigador del Instituto Universitario de Sociología de las Nuevas Tecnologías de la Universidad Autónoma de Madrid, del Instituto de Estudios Fiscales y *visiting scholar* en la School of Social Sciences de la Universidad de Bath.

BELLIDO ORTEGA, Nicolás. Profesor asociado del Departamento de Economía Aplicada en la UAM. Ha colaborado en diversos libros y artículos nacionales e internacionales. Ha desarrollado su investigación en el campo de la pobreza y la desigualdad.

CABRILLO, Francisco. Nacido en Santander, en 1950. Es catedrático de economía de la Universidad Complutense y director del Departamento de Economía Aplicada IV de esta Universidad. Especialista en análisis económico del Derecho y de las instituciones, es director en España del Erasmus Programme of Law and Economics y autor de una amplia obra científica.

CALONGE RAMÍREZ, Samuel. Doctor en Ciencias Económicas por La Universidad de Barcelona y profesor titular de Economía Aplicada de la misma Universidad. Su campo de especialización e investigación abarca las áreas de econometría, y Economía de la salud, distribución de la renta y del gasto social, desigualdad, fusión estadística. Ha participado como miembro investigador en proyectos europeos («Ecuity in the Finance and Delivery of Health Care in Europe», «Who Pays the Taxes») y nacionales (director de los proyectos SEC96 - 1011 - C02 - 01 y SEC2000 - 0834). Es también subdirector del centro de investigación CREB («Centro de Investigación en Economía del Bienestar», Parque Científico de Barcelona).

CANTÓ SÁNCHEZ, Olga. Licenciada en Ciencias Económicas por la Universidad de Alcalá de Henares en 1993. Doctora en Economía (Ph.D.) por el Instituto Europeo de Florencia (Italia) en 1998, con una tesis doctoral sobre la dinámica de la pobreza en España. Actualmente es profesora de Economía Pública en el Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Vigo. Sus temas de interés investigador se centran en la distribución de la renta en general y, más concretamente, en las causas de la movilidad del ingreso en los hogares a lo largo del tiempo y la conexión entre pobreza y mercado de trabajo.

GONZÁLEZ RAYA, Sonia. Nacida en Girona en 1975 y licenciada en Economía por la UAB, ha concluido los cursos de doctorado en el Departamento de Economía Aplicada de esta Universidad y actualmente está efectuando su trabajo de investigación en el ámbito de pobreza y capital humano.

HERNANZ MARTÍN, Virginia. Licenciada en Economía Regional en la Universidad Autónoma de Madrid. Desde 1996 se encuentra realizando sus estudios de doctorado en el Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica de la Universidad de Alcalá. En este departamento ha trabajado como becaria durante el período 1996-99. Actualmente es profesora asociada en la Universidad de Alcalá y ayudante de investigación en la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).

IZQUIERDO, Mario. Licenciado en Economía General en la Facultad de Ciencias Sociales y Jurídicas de la Universidad Carlos III de Madrid y graduado en el Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI), en la especialidad de Economía Monetaria. Desde noviembre de 1996 pertenece al equipo de investigación de la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), y desde enero de 2001 es titulado contratado del Servicio de Estudios del Banco de España.

JAÉN GARCÍA, Manuel. Licenciado en Ciencias Exactas por la Universidad de Granada. Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Malaga. Doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Granada. Catedrático de Economía Aplicada de la Universidad de Almería. Ha publicado cuarenta artículos y trece libros. Ha participado en dieciséis congresos nacionales e internacionales. Ha dirigido o dirige en la actualidad ocho proyectos de investigación financiados por entidades públicas y privadas. Es premio extraordinario 1994 de Investigación de la Fundación de Trabajo Social. Premio Andalucía 1995 de Economía y Hacienda Autonómica. Coordinador de los cursos de doctorado del Departamento de Economía Aplicada de la UAL desde 1993. Director del Departamento de Economía Aplicada de la UAL hasta Septiembre de 1999. Vicerrector de Relaciones Internacionales de la UAL en la actualidad.

JANO SALAGRE, Mª Dolores. Profesora titular de Economía Aplicada en la UAM. Ha colaborado en diversos libros y artículos nacionales e internacionales. Ha desarrollado su investigación en el campo de la estructura de consumo privado.

JIMENO SERRANO, Juan Francisco. Licenciado en Ciencias Económicas por la Universidad de Alcalá de Henares y doctor (Ph. D.) en Economía por el Massachusetts Institute of Technology. Profesor titular de Análisis Económico en la Universidad de Alcalá de Henares, investigador en la

Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA) e investigador asociado *(research fellow)* del Centre for Economic Policy Research (CEPR) y del Institute for the Study of Labor (IZA). Ha publicado numerosos artículos sobre variados temas económicos en revistas académicas especializadas y en libros. Ha sido miembro del consejo asesor de *Investigaciones Económicas* y director adjunto de *Moneda y Crédito*. Actualmente es miembro del consejo editorial de la *Spanish Economic Review* y del comité ejecutivo de la *European Association of Labour Economists (EALE)*.

LABORDA PERALTA, Ángel. Nació en Añón de Moncayo (Zaragoza) en 1949. Licenciado en Ciencias Económicas por la Universidad de Barcelona (1974), pertenece al Cuerpo Superior de Administraciones Civiles del Estado (1978). Ha sido jefe de sección en la D. G. de Programación e inversiones del Ministerio de Educación y Ciencia; subdirector general de Política de Empleo, subdirector general de Análisis de Coyuntura, y subdirector general de Análisis del Sector Exterior y Economía Internacional, en la D. G. de Previsión y Coyuntura; director general de Previsión y Coyuntura; subdirector general de Previsión y Coyuntura en la D. G. de Política Económica y Defensa de la Competencia. Colaborador y representante de la Dirección General de Previsión y Coyuntura en varios grupos de trabajo de la OCDE y CEE, especialmente en aquellos relacionados con previsiones económicas a corto plazo. Desde 1998 es director del Gabinete de Coyuntura y Estadística de la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas.

LASHERAS MERINO, Miguel Ángel. Licenciado en Económicas por la Universidad Complutense de Madrid, accedió al cuerpo de Inspectores de Finanzas del Estado del Ministerio de Economía y Hacienda en 1983. Tras realizar el *master* en Administración Pública por la Kennedy School of Government, Harvard University, fue director general del Instituto de Estudios Fiscales de 1989 a 1993. En 1993, fue nombrado director general del Departamento de Economía en el Gabinete de la Presidencia del Gobierno. En 1995 se incorporó como consejero a la Comisión Nacional del Sistema Eléctrico y, desde abril de 2000, es director general de InterMoney Energía, S. A. Ha sido consultor internacional del Banco Mundial y de la Unión Europea. Ha publicado un libro y diversos artículos sobre regulación y competencia en el sector eléctrico.

MANRESA SÁNCHEZ, Antonio. Es licenciado en Economía por la UAB (1976) y doctor en Economía por la Universidad de Minnesota (1985). Actualmente es catedrático de Teoría Económica de la Universidad de Barcelona y director del Centre de Recerca en Economia del Benestar (CREB), situado en el Parc Cientific de Barcelona. Sus trabajos de investigación se encuadran en las áreas del equilibrio general aplicado, economía del bienestar, economía pública y diseño de mecanismos.

MARTÍN-GUZMÁN, Mª Pilar. Catedrática de Economía Aplicada de la UAM. Miembro electo del International Statistical Institute, es en la actualidad presidenta de la Asociación Internacional de Estadística Oficial. Ha sido profesora visitante en UCLA (EE.UU.), consultora de la Comisión Europea en temas estadísticos y presidenta del Instituto Nacional de Estadística (1996-2000). Ha publicado varios libros y numerosos artículos en revistas nacionales e internacionales.

MERCADER PRATS, Magda. Es profesora de Economía del Sector Público de la Universitat Autònoma de Barcelona. Su área de especialización es la economía de la pobreza y la desigualdad, en la que ha trabajado desde la doble perspectiva de la medición de problemas distributivos y el impacto redistributivo de las políticas públicas. Ha publicado diversos artículos en revistas especializadas en su campo. Uno de sus proyectos más recientes ha sido la construcción de un modelo de microsimulación, ESPASIM. Es miembro de la red europea Euromod.

MOLINA MORALES, Agustín. Doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Málaga. Catedrático de Hacienda Pública. Director del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Almería.

OLIVER i ALONSO, Josep. Nació en Girona en 1946. Catedrático de Economía Aplicada en la Universidad Autónoma de Barcelona. Es profesor de Economía Española del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona.

ONRUBIA FERNÁNDEZ, Jorge. Nacido en Madrid en 1963. Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Complutense de Madrid y doctor en Economía por esa misma Universidad. Profesor titular del Departamento de Hacienda Pública y Sistema Fiscal de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid, en el que enseña Economía Pública desde 1988. Investigador en plantilla del Instituto de Estudios Fiscales del Ministerio de Hacienda desde 1991, institución en la que, durante el período 1994-1996, dirigió el *master* en Hacienda Pública y Análisis Económico. Ha realizado diversos proyectos de investigación para la Fundación de las Cajas de Ahorros para la Investigación Económica y Social y para la Fundación BBVA. Sus líneas de investigación son el análisis económico de la imposición, la distribución y redistribución de la renta y el análisis económico de la gestión pública, sobre las que tiene publicado un importante número de artículos en revistas nacionales y extranjeras.

RAMOS MORILLA, Xavier. Doctor en Economía por la Universidad de Essex, *master* en Economía y Análisis de Políticas Sociales por la Universidad de York y licenciado por la Universitat Autònoma de Barcelona. Profesor del Departamento de Economía Aplicada de la Universitat Autònoma de Barcelona. Entre sus áreas de especialización destacan la economía de la desigualdad y la dinámica de salarios. Es miembro del consejo de redacción del *Journal of Economic Inequality*.

RAYMOND BARA, José Luis. Nació en Barcelona en el año 1947. Es catedrático de Econometría y Métodos

Estadísticos de la Universidad Autónoma de Barcelona y director del Departamento de Estudios Cuantitativos de la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas para la Investigación Económica y Social.

RUIZ-HUERTA CARBONELL, Jesús. Catedrático de Economía Aplicada de la Universidad Complutense, actualmente es profesor, en comisión de servicios, de la Universidad Rey Juan Carlos. Ha sido director de investigaciones del Instituto de Estudios Fiscales. Sus campos de investigación prioritarios son: análisis del sector público, distribución de las rentas, políticas públicas y federalismo fiscal, campos en los que ha publicado diversos libros y artículos y dirigido diez tesis doctorales.

SALAS DEL MÁRMOL, Rafael. Profesor titular de Fundamentos del Análisis Económico en la Universidad Complutense de Madrid. Actualmente es jefe de Estudios de Investigación del Instituto de Estudios Fiscales. Ha sido colaborador del Gabinete del Secretario de Estado de Hacienda y de la Dirección General de Planificación del Ministerio de Economía y Hacienda. Autor de numerosos artículos en revistas especializadas en el campo de la economía pública, economía del bienestar y economía regional.

TORTOSA AUSINA, Emili. Es profesor de la Universitat Jaume I. Sus campos de especialización son la economía bancaria, el crecimiento económico y la convergencia. Ha publicado libros y artículos en revistas nacionales e internacionales, tales como *Applied Financial Economics* o *European Journal of Operational Research*.

VILLAVERDE CASTRO, José. Licenciado y doctor en Ciencias Económicas por la Universidad del País Vasco, es catedrático de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Cantabria. Miembro del Consejo de Redacción de *Papeles de Economía Española*, publica regularmente sobre cuestiones de economía regional, economía europea y economía internacional (aspectos reales y monetarios). Ha sido consultor del Banco Mundial y de la Comisión Europea y dicta regularmente cursos en universidades europeas (Amberes y Praga) y latinoamericanas (Santiago de Chile y Guayaquil).

CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS

CAJA DE AHORROS DEL MEDITERRÁNEO. Alicante.
CAJA DE AHORROS DE ÁVILA. Ávila.
MONTE DE PIEDAD Y CAJA GENERAL DE AHORROS DE BADAJOZ. Badajoz.
CAIXA D'ESTALVIS DE CATALUNYA. Barcelona.
CAIXA D'ESTALVIS I PENSIONS DE BARCELONA (LA CAIXA). Barcelona.
BILBAO BIZKAIA KUTXA. Bilbao.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DEL CÍRCULO CATÓLICO DE OBREROS DE BURGOS. Burgos.
CAJA DE AHORROS MUNICIPAL DE BURGOS. Burgos.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE EXTREMADURA. Cáceres.
CAJA DE AHORROS Y PRÉSTAMOS DE CARLET. Carlet (Valencia).
CAJA DE AHORROS DE VALENCIA, CASTELLÓN Y ALICANTE (BANCAJA). Castellón.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE CÓRDOBA (CAJASUR). Córdoba.
CAJA DE AHORROS DE CASTILLA-LA MANCHA. Cuenca.
CAIXA D'ESTALVIS DE GIRONA. Girona.
CAJA GENERAL DE AHORROS DE GRANADA. Granada.
CAJA DE AHORRO PROVINCIAL DE GUADALAJARA. Guadalajara.
CAJA PROVINCIAL DE AHORROS DE JAÉN. Jaén.
CAJA DE AHORROS DE GALICIA. La Coruña.
CAJA INSULAR DE AHORROS DE CANARIAS. Las Palmas de Gran Canaria.
CAJA ESPAÑA DE INVERSIONES, CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD. León.
CAJA DE AHORROS DE LA RIOJA. Logroño.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE MADRID. Madrid.
MONTE DE PIEDAD Y CAJA DE AHORROS DE RONDA, CÁDIZ, ALMERÍA, MÁLAGA Y ANTEQUERA (UNICAJA). Málaga.
CAIXA D'ESTALVIS COMARCAL DE MANLLEU. Manlleu (Barcelona).
CAIXA D'ESTALVIS DE MANRESA. Manresa (Barcelona).
CAIXA D'ESTALVIS LAYETANA. Mataró (Barcelona).
CAJA DE AHORROS DE MURCIA. Murcia.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE ONTINYENT. Ontinyent (Valencia).
CAJA DE AHORROS DE ASTURIAS (CAJASTUR). Oviedo.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE LAS BALEARES (SA NOSTRA). Palma de Mallorca.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE NAVARRA. Pamplona.
CAJA DE AHORROS DE POLLENÇA. Pollença (Baleares).
CAIXA D'ESTALVIS DE SABADELL. Sabadell (Barcelona).
CAJA DE AHORROS DE SALAMANCA Y SORIA (CAJA DUERO). Salamanca.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE GIPÚZKOA Y SAN SEBASTIÁN. San Sebastián.
CAJA GENERAL DE AHORROS DE CANARIAS. Santa Cruz de Tenerife.
CAJA DE AHORROS DE SANTANDER Y CANTABRIA. Santander.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE SEGOVIA. Segovia.
CAJA DE AHORROS SAN FERNANDO DE SEVILLA Y JEREZ. Sevilla.
MONTE DE PIEDAD Y CAJA DE AHORROS DE HUELVA Y SEVILLA. Sevilla.
CAIXA D'ESTALVIS DE TARRAGONA. Tarragona.
CAIXA D'ESTALVIS DE TERRASSA. Terrasa (Barcelona).
CAIXA DE AFORROS DE VIGO, OURENSE E PONTEVEDRA (CAIXANOVA). Vigo (Pontevedra).
CAIXA D'ESTALVIS DEL PENEDÈS. Vilafranca del Penedès (Barcelona).
CAJA DE AHORROS DE VITORIA Y ÁLAVA. Vitoria.
CAJA DE AHORROS Y MONTE DE PIEDAD DE ZARAGOZA, ARAGÓN Y LA RIOJA (IBERCAJA). Zaragoza.
CAJA DE AHORROS DE LA INMACULADA DE ARAGÓN. Zaragoza.

PUBLICACIONES DE LA FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS

Últimos libros publicados:

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

N.º 87. Imposición, economía y sociedad

N.º 88. La distribución de la renta en España

PERSPECTIVAS DEL SISTEMA FINANCIERO

N.º 70. El futuro de los mercados de valores

N.º 71. Jurisprudencia constitucional sobre Cajas de Ahorros

ECONOMÍA DE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS

N.º 18. Madrid

CUADERNOS DE INFORMACIÓN ECONÓMICA

N.º 161. La convergencia europea de las regiones españolas

N.º 162. Dos debates de verano: euro y fiscalidad

ESTUDIOS DE LA FUNDACIÓN

— *Los impuestos y las decisiones de ahorro e inversión de las familias*, de José Manuel González-Páramo y Nuria Badenes Plá

— *Series de indicadores de convergencia real para España, el resto de países de la UE y EE.UU.*, de Carmela Martín y Francisco J. Velázquez

— *Tres análisis sobre Cajas de Ahorros y sistema financiero*, de E.P.M. Gardener y otros

EN INTERNET: http://www.funcas.ceca.es/

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS
PARA LA INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL

Juan Hurtado de Mendoza, 19. 28036 Madrid. Tfno. 91 350 44 00
suscrip@funcas.ceca.es

AÑO 2001

Deseo suscribirme a:

	Pesetas	Euros
☐ *Papeles de Economía Española*	8.800	52,88
Números sueltos	2.800	16,82
☐ *Perspectivas del Sistema Financiero*	7.500	45,07
Números sueltos	2.700	16,22
☐ *Cuadernos de Información Económica*	10.500	63,10
Números sueltos	2.000	12,02
☐ *Los impuestos y las decisiones de ahorro e inversión de las familias* (un ejemplar)	1.700	10,21
☐ *Series de indicadores de convergencia real para España, el resto de países de la UE y EE.UU.* (un ejemplar)	1.700	10,21
☐ *Tres análisis sobre Cajas de Ahorros y sistema financiero* (un ejemplar)	2.100	12,62
Economía y Economistas Españoles ☐ 8 tomos	33.040 (más gastos de envío)	198,57

El pago lo efectuaré:

☐ Contra reembolso del primer envío ☐ Giro postal Núm. ☐ Cheque bancario

Nombre o razón social
Profesión, Actividad o Departamento
Domicilio Teléfono
Ciudad C.P. Provincia o país
Fecha

☐ Domiciliación bancaria

Muy Sres. míos: Ruego carguen hasta nuevo aviso los recibos que les presentará LA FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS a mi nombre en la siguiente Cuenta Corriente o Libreta de Ahorros:

Firma o sello,

Entidad	Oficina	DC	Núm. de Cuenta

Para mayor rapidez envíe su pedido por FAX.: 91 350 80 40

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS CONFEDERADAS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

1999

N.º 157 *The relationship between capital and earnings in european banking* (en prensa)
Santiago Carbó, Juan Coello y Javier Marques

N.º 158 *An economic approach tothe decomposition of variations in banking profitability* (en prensa)
E. Grifell-Tatjé y C. A. K. Lovell

2000

N.º 159 *Participacion privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje*
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo

N.º 160 *Errores y posibles soluciones en la aplicación del* Value at Risk
Mariano González Sánchez

N.º 161 *Tax neutrality on savings assets. The spanish case before and after the tax reform*
Cristina Ruza y de Paz-Curbera

N.º 162 *Private rates of return to human capital in Spain: New evidence*
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J. L. Raynond y J. L. Roig-Sabaté

N.º163 *El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites riesgo neutral*
Mariano González Sánchez

2001

N.º 164 *La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90*
Alfonso Utilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells

N.º 165 *Bank const efficiency and output specification*
Emili Tortosa-Ausina

N.º 166 *Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality*
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara

N.º 167 *Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en el nuevo IRPF*
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda y Jorge Onrubia Fernández

N.º 168 *The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some European Countries*
Mónica Melle-Hernández