

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 aumentado 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 me-

dante formularios rellenos 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 incluyente 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 receptor 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 este 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 arren-

dadas, 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):

$$G = 1 + N^{-1} - (N^2 \cdot \mu)^{-1} \cdot 2(y_N + 2y_{N-1} + 3y_{N-2} + \dots + Ny_1)$$

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**

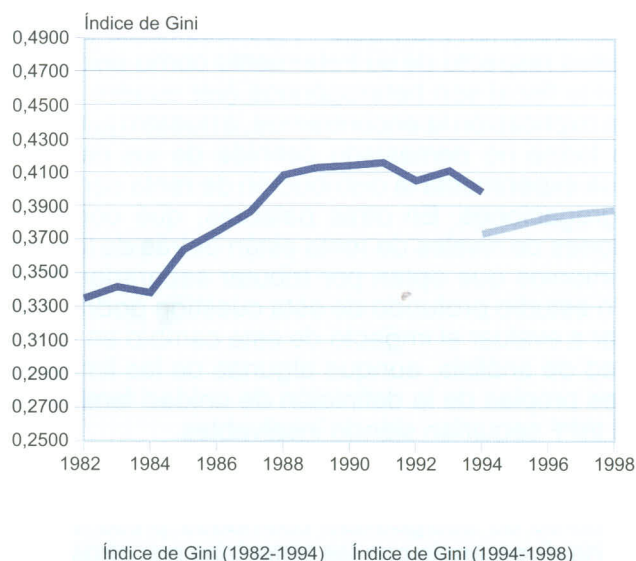
Año	DESIGUALDAD (UNIDADES DECLARANTES)		
	GINI RENTA	Renta media	Unidades
1994	0,372342	2.332.187	13.611.759
1995	0,377079	2.389.043	14.158.155
1996	0,382631	2.472.620	14.657.443
1997	0,384983	2.518.539	15.000.358
1998	0,386982	2.630.000	15.424.100

Fuente: Agencia Estatal de Administración Tributaria. Estadísticas IRPF.

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 subsi-

**GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD
DE LA RENTA EN ESPAÑA (1982-1998)**



dios 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:

$$I = \sum_i S_i$$

donde S_i es la contribución de la fuente de renta f . Esta contribución puede expresarse en términos relativos (s_i) dividiendo la contribución de cada fuente por el valor del indicador de desigualdad ($s_i = S_i / I$).

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:

$$S_f(\sigma^2) = \sigma^2(Y^f) + \sum_{j \neq f} \rho_{jf} \sigma(Y^j) \sigma(Y^f) = \text{cov}(Y^f, Y)$$

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:

$$s_f(\sigma^2) = \frac{S_f(\sigma^2)}{\sigma^2(Y)} = \frac{\text{cov}(Y^f, Y)}{\sigma^2(Y)}$$

siendo $\sum_f s_f = 1$.

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:

$$I_2 = \frac{1}{\mu} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i - \mu \right]^2$$

CUADRO N.º 5

FUENTES DE RENTA

<i>Rentas del trabajo</i>	+ Rendimiento neto del trabajo. + Gastos deducibles.
<i>Rentas del capital y la propiedad</i>	+ Rendimientos urbanos de inmuebles arrendados. + Rendimientos netos del capital mobiliario. + Reducción legal. + Imputación de bases imponibles positivas de sociedades transparentes. + Incremento de patrimonio regular.
<i>Rentas mixtas</i>	+ 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.

Seguindo 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:

$$\Delta I_2 = I_2(t+1) - I_2(t) = \sum_f \Delta S_f = \sum_f \Delta [\rho_f \chi_f \sqrt{(I_2 I_f)}]$$

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, Bentolilla 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*. Esta 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 contraponen, 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 de-

sarrollo 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 resulta-

dos 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 [$Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$], 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 ($\mu = \sum_j y_j/n$, 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 :

$$\mu(t_0, t_n) = \sum_{k=1}^n \mu(t_{k-1}, t_k)$$

$$\mu(t_0, t_n) = \sum_{k=1}^n \mu(t_{k-1}, t_k)$$

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 descendan 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:

$$p_{ij} = \Pr(y_{ik} \in D_j / y_{ik-1} \in D_i)$$

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 ($\Delta_{D1 \rightarrow D2, \dots, D10}$) o desde la decila con rentas más altas hacia abajo ($\nabla_{D10 \rightarrow D9, \dots, D1}$). 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 →D ₂	0,15	0,20	0,19	0,16
D ₁ →D ₃	0,10	0,10	0,11	0,15
D ₁ →D ₄	0,06	0,05	0,07	0,09
D ₁ →D ₅	0,03	0,05	0,08	0,05
D ₁₀ →D ₁₀	0,85	0,73	0,68	0,59
D ₁₀ →D ₉	0,11	0,14	0,16	0,18
D ₁₀ →D ₈	0,02	0,08	0,07	0,09
D ₁₀ →D ₇	0,01	0,01	0,02	0,04
D ₁₀ →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.

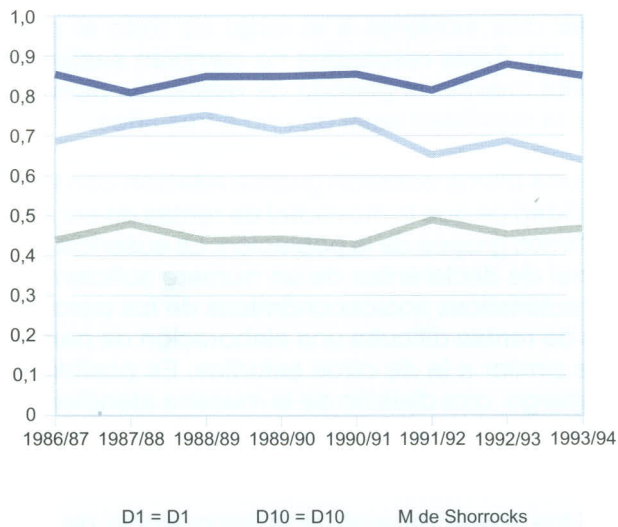
Una forma de evaluar la importancia de cada fuente de renta en las transiciones observadas es construir un indicador que relacione el peso relativo de cada grupo en el colectivo que no cambia de decila con el peso que tiene cada uno de estos grupos en la población total:

$$C = \left(s_{i\bar{D}} / \sum_{i=1}^n s_{i\bar{D}} \right) / \left(s_i / \sum_{i=1}^n s_i \right)$$

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.

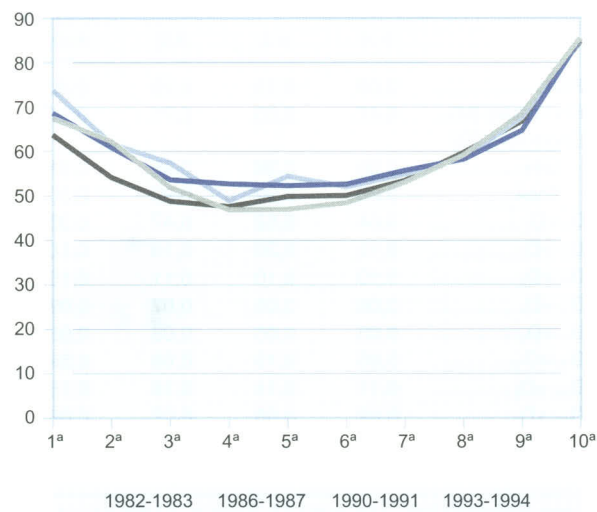
Los resultados obtenidos revelan que casi un 90 por 100 de las unidades receptoras de rentas pertenecientes a la muestra fija presentan como fuente principal de ingresos las rentas del trabajo (gráfico 4). Tales porcentajes contrastan con los referidos a las rentas procedentes de actividades empresariales 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.

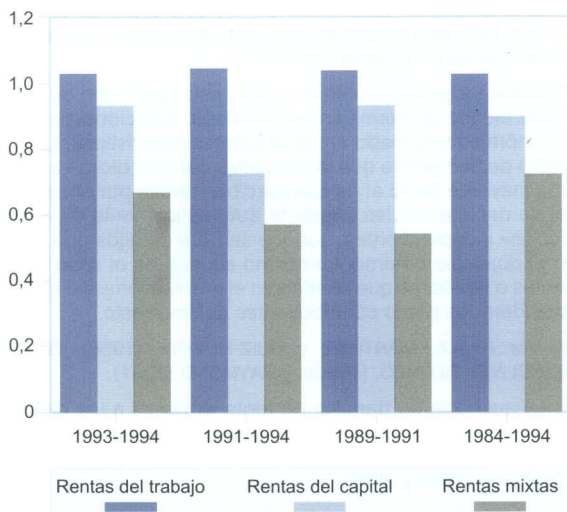
5. CONCLUSIONES

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 declaraciones 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.
- MAÏTRE, 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 matrices, 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.