

# LA ESTRUCTURA DE LA DESIGUALDAD DE LA RENTA EN EL LARGO PLAZO\*

*MARTA ADIEGO*

*Instituto de Estudios Fiscales, EQUALITAS*

*LUIS AYALA*

*Universidad Rey Juan Carlos, EQUALITAS*

Este trabajo trata de dar respuesta a tres preguntas: cuáles han sido los cambios en la desigualdad desde comienzos de los años noventa, qué factores son los que más contribuyen a explicar dichos cambios y cuál es la sensibilidad de los resultados a la base de datos escogida. Se explotan, para ello, los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (2006), la primera desde que comenzó a elaborarse esta encuesta anual, y se comparan con los de la EPF de 1990. Para ver la sensibilidad de los resultados a la fuente y las variables escogidas se utilizan también los datos de gasto de la EPF y los ingresos de la Encuesta de Condiciones de Vida. Se utiliza la descomposición por métodos de regresión propuesta por Fields (2003) y ampliada posteriormente por Yun (2006) para analizar los cambios en la estructura de la desigualdad. De los resultados destaca la contención del ritmo de reducción de la desigualdad y la estabilidad de la estructura de ingresos por grupos de población. Sobresale el mayor peso en ésta de las variables relacionadas con el nivel formativo de los hogares y de la relación con la actividad. Uno de los principales factores determinantes de los cambios en la desigualdad ha sido la caída de la prima salarial de los titulados universitarios.

*Palabras clave:* desigualdad, descomposición por regresión, Encuesta de Presupuestos Familiares.

*Clasificación JEL:* D31, D63.

Una de las líneas de estudio de la distribución de la renta que más impulso ha recibido en los últimos años es el intento de identificar las tendencias a largo plazo en el comportamiento de la desigualdad y sus factores determinantes. En algunos países, la creciente disponibilidad de datos administrativos ha permitido contar con información para periodos muy amplios,

---

(\*) Los autores agradecen la financiación recibida del Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2010-21668-C03-01). El trabajo se ha beneficiado de los comentarios de dos evaluadores anónimos, el editor, Olga Cantó y de los participantes en el XIII Encuentro de Economía Aplicada y en el XVIII Encuentro de Economía Pública.

facilitando una mejor valoración de los cambios en la forma de la distribución de la renta [Kopczuk *et al.* (2010), Atkinson y Piketty (2010)]. En otros, la elaboración de encuestas homogéneas que cubren amplios intervalos temporales ha propiciado el crecimiento del número de estudios que también tratan de analizar las grandes tendencias de la desigualdad [Brewer *et al.* (2009), Brandolini y Smeeding (2009), Peichl *et al.* (2010)]. Además de ofrecer un retrato ajustado de los cambios en las diferencias de renta, estos trabajos han contribuido a una mejor identificación de la contribución relativa de diversos factores a los cambios en la desigualdad. Mientras que en algunos casos han pesado más los factores demográficos –especialmente, las variables relacionadas con la edad y la tipología de hogares–, en otros ha sido más relevante el papel de la educación y los cambios en la relación con la actividad<sup>1</sup>.

A pesar, sin embargo, de los avances en la elaboración de microdatos de hogares, las comparaciones en el tiempo de la distribución de la renta siguen estando sujetas, en la mayoría de los países, a la continuidad metodológica de las series, frecuentemente sometidas a rupturas o a cambios en el tamaño de las muestras. Tal como apuntan Atkinson y Brandolini (2001), tanto las comparaciones entre países como las intertemporales dependen notablemente de la selección de la base de datos utilizada. Mientras que algunos países disponen de fuentes que han registrado pocos cambios en el tiempo, en otros las encuestas tradicionalmente utilizadas para el análisis de los ingresos y las condiciones de vida de los hogares han sufrido importantes modificaciones o han sido sustituidas por otras.

España es uno de los países donde el estudio de las tendencias de la desigualdad está más limitado por la ausencia de fuentes homogéneas de aparición regular. Durante muchos años, el estudio de la desigualdad estuvo restringido al análisis de las variables de gastos e ingresos que ofrecían las Encuestas de Presupuestos Familiares. Desde los trabajos pioneros de Ruiz-Castillo (1987) y Bosch *et al.* (1989), se fue consolidando un conjunto de estudios dedicados al análisis de la desigualdad, que explotaban como fuente de datos las encuestas básicas que, hasta 1990, elaboró el INE con carácter casi decenal. La mayoría de los estudios que analizaron el comportamiento de la desigualdad entre las fechas de realización de las distintas EPFs encontraron una continuada reducción de la desigualdad al menos hasta el inicio de los años noventa [Ayala *et al.* (1993), Ruiz-Castillo (1993), Goerlich y Mas (2001)]. El avance en el estudio de los cambios en la desigualdad en el largo plazo se vio frenado, sin embargo, cuando la EPF se dejó de elaborar con carácter decenal y fue sustituida por una nueva Encuesta Continua (ECPF) con muestra ampliada aunque muy por debajo de la de las encuestas decenales, y por la aparición, primero, del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) y, posteriormente, de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV).

---

(1) El Informe de la OCDE (2008) sobre tendencias de la desigualdad muestra que en la mayoría de los países los cambios en la estructura de la población debidos al efecto combinado de la edad y el tipo de hogar contribuyeron a que la desigualdad aumentara –especialmente en Australia, Canadá, Francia, Alemania, Holanda y Reino Unido–, aunque con algunas excepciones, como México, Austria, Dinamarca, Italia o Suecia. La otra gran fuerza de cambio fue el aumento de las desigualdades salariales, sobre todo en Alemania, Nueva Zelanda, Holanda, Suecia y Estados Unidos, con una contribución mucho menor de este factor en Canadá, Francia, Finlandia o Japón.

Si bien las nuevas fuentes permitieron contar con información anual sobre los ingresos de los hogares, hasta la aparición en el año 2006 de una nueva EPF, con un tamaño muestral similar al de las encuestas decenales, no era posible la reconstrucción en el largo plazo de las tendencias de la desigualdad en España. Resulta complejo, por ello, enlazar las series anteriores con las del intervalo comprendido entre el inicio de la década de los años noventa y el último tercio de la primera década del siglo XXI. En tal periodo se registraron cambios de notable envergadura que, sin duda, deberían haber afectado a la distribución de la renta. Los cambios de ciclo económico, con un prolongado periodo de crecimiento de las rentas y del empleo hasta el inicio de la crisis, las modificaciones del mercado de trabajo y la estructura salarial, las transformaciones de la estructura demográfica, entre las que destacan, sobre todo, el envejecimiento de la población, los cambios en la tipología de hogares y la creciente presencia de población inmigrante, son sólo algunas de las fuerzas que han podido propiciar cambios en los niveles y en la estructura de la desigualdad.

Algunos de los trabajos que han utilizado las fuentes parciales anteriormente citadas para analizar lo sucedido entre comienzos de los años noventa y el primer quinquenio de la siguiente década parecen confirmar un cierto cambio de signo en la evolución de la desigualdad. La explotación de los datos del PHOGUE y la ECPF permitió a Ayala y Sastre (2007) encontrar a partir de mediados de los años noventa un cierto truncamiento en la tendencia continuada a la reducción de la desigualdad en la distribución de los ingresos que se había venido registrando desde los años setenta. Utilizando esas mismas fuentes, Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010) encontraron una mayor desigualdad con renta que con consumo y un moderado crecimiento de la desigualdad, después de la reducción registrada desde mediados de los años ochenta.

En este trabajo se explotan los datos de la nueva Encuesta de Presupuestos Familiares y se comparan con los de la EPF de 1990. Se utilizan los datos de 2006 por ser la primera ola disponible desde que se reanudó con carácter anual la elaboración de la encuesta básica. Para comprobar su robustez, se analiza también la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) de 2007 utilizando una definición de renta homogénea. La razón de utilizar un año posterior al de la EPF es que mientras que en esta última los ingresos se refieren al año en curso en la ECV se pregunta por los percibidos el año anterior a la fecha de realización de la encuesta.

El trabajo trata de dar respuesta a tres preguntas: ¿Cuáles fueron los cambios en la desigualdad en las casi dos décadas comprendidas entre la realización de las encuestas? ¿Qué factores son los que más contribuyen a explicar dichos cambios? ¿Cuál es la sensibilidad de los resultados a la fuente escogida? Especialmente, se pretende contrastar si la nueva EPF permite contar con un retrato consistente de los cambios en el largo plazo de la desigualdad. Para dar respuesta a la primera y a la tercera pregunta se realiza un análisis exhaustivo de los principales indicadores de desigualdad y de la forma de la distribución de la renta, explotando las diferentes fuentes disponibles desde el inicio de los años ochenta hasta las fechas más recientes para las que hay datos.

Para contestar la segunda cuestión se utiliza uno de los métodos de descomposición de la desigualdad que ha cobrado mayor desarrollo en el periodo recién-

te, como es la descomposición por métodos de regresión propuesta por Fields (2003) y ampliada posteriormente por Yun (2006) para identificar la contribución de los efectos precio (coeficientes) y cantidad (características). Si bien estas descomposiciones han estado sometidas a una cierta revisión crítica [Jenkins y Micklewright (2007), Cowell y Fiorio (2009)] presentan indudables ventajas, como la fundamentación en un modelo básico de generación de rentas o la independencia de las contribuciones de cada factor del indicador de desigualdad seleccionado.

La estructura del trabajo es como sigue. En un primer apartado, se revisa la evidencia disponible sobre el comportamiento de la desigualdad en España en el periodo objeto de estudio y se estima una amplia batería de indicadores de desigualdad. En el segundo apartado se identifica la contribución de diferentes características socioeconómicas a la estructura de la desigualdad por grupos de población en el periodo analizado. En el tercer apartado se analiza la contribución de cada una de esas variables al cambio observado en la desigualdad, prestando una especial atención al diferente efecto de los cambios en esas características y de los cambios en su rendimiento. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

## 1. LA DESIGUALDAD DE LA RENTA EN EL LARGO PLAZO

### *1.1. La evidencia disponible sobre la desigualdad: una síntesis*

El estudio de las tendencias de la distribución de la renta en España ha estado condicionado, en las dos últimas décadas, por la falta de continuidad de las encuestas a hogares y por las diferencias en la cobertura y en la metodología utilizada en las distintas fuentes de datos. Mientras que existe un retrato consensuado de las variaciones de la desigualdad entre los primeros años setenta y el final de la siguiente década, el conocimiento es más limitado para lo sucedido desde los años noventa. Las únicas fuentes disponibles para el primer periodo son las Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares de 1973/74, 1980/81 y 1990/91 y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF). Las bases de datos que cubren el periodo posterior son más variadas e incluyen la propia ECPF (1985-1995), el Panel de Hogares de la Unión Europea (1994-2000), la ECPF ampliada (1998-2005), la Encuesta de Condiciones de Vida (desde 2004) y la nueva Encuesta de Presupuestos Familiares (desde 2006). Esta variedad de fuentes permite examinar una mayor variedad de aspectos de la desigualdad y la pobreza que los que ofrecían las fuentes anteriores, pero con posibilidades restringidas de enlace con la limitada serie disponible.

Los resultados para los diferentes intervalos comprendidos desde las primeras EPFs hasta la fecha de publicación de las últimas fuentes arrojan un panorama relativamente singular en el contexto comparado. A diferencia de lo sucedido en otros países de la OCDE, España registró un proceso continuado de reducción de la desigualdad entre 1973 y 1990. Entre 1973 y 1980, periodo de profunda ralentización de la actividad económica, el desarrollo tardío de algunos instrumentos redistributivos básicos y los cambios en la estructura salarial dieron lugar a una cierta reducción de la desigualdad, manifestada en una moderada caída de la participación en la renta total de las decilas más ricas y la tendencia contraria en el otro extremo de la distribución [Ruiz-Castillo (1993), Bosch *et al.* (1989)]. Para la

década siguiente, todos los estudios que explotaron las EPFs de 1980/81 y 1990/91 encontraron una reducción inequívoca de la desigualdad [Ayala *et al.* (1993), García Lizana y Martín Reyes (1994), Martín-Guzmán (1996), Gradín y Del Río (2001), Goerlich y Mas (2001)]. Entre los factores señalados por los distintos trabajos destacan el desarrollo cobrado por las políticas redistributivas y el cambio hacia un ciclo económico expansivo en la segunda mitad de dicha década.

El consenso en el signo de la evolución de la desigualdad no es tan claro para el periodo posterior. No existe una fuente homogénea en el tiempo que permita evaluar tanto el cambio en los indicadores de desigualdad como sus principales factores explicativos. La prolongación de la senda de crecimiento económico hasta el último tercio de la pasada década estuvo apoyada en un crecimiento muy intenso del empleo y en una contención del crecimiento de las remuneraciones del trabajo. Las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares (EPFs), elaboradas desde 1985 hasta 1996 con periodicidad trimestral, son la única fuente que cubre por completo la primera mitad de los años noventa. Los trabajos que utilizan esta fuente muestran una clara reducción de la desigualdad en la distribución de la renta durante la segunda mitad de los años ochenta y una cierta contención de este proceso en la primera parte de los años noventa [Oliver *et al.* (2001a), Cutanda (2002), Cantó *et al.* (2003), Farré y Vella (2008)]. Para el resto de la década de los noventa, las únicas fuentes que permiten discernir si el freno en la reducción de la desigualdad se mantuvo o no son el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, una vez reformada su metodología y ampliado su tamaño muestral. Los diferentes trabajos que han utilizado estas fuentes muestran un perfil muy estable en la evolución de la desigualdad y la pobreza [Álvarez *et al.* (2004), Pascual y Sarabia (2004), y Bárcena y Cowell, 2006].

Algunos estudios han utilizado de manera integrada estas fuentes para explorar el comportamiento a largo plazo de la desigualdad. La explotación del PHOGUE y las ECPFs permitió a Ayala y Sastre (2007) corroborar algunos de los comportamientos descritos. Sus resultados muestran que, frente a la tendencia de reducción continuada de la desigualdad de décadas anteriores, desde el primer tercio de los años noventa no se habrían registrado mejoras notables en el proceso distributivo, incluso en un contexto de crecimiento económico prolongado y de intensa creación de empleo. Utilizando las mismas fuentes, Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010) encuentran resultados similares, con una mayor profundización en los determinantes de la desigualdad. Las desigualdades en renta y consumo disminuyeron hasta 1991 para crecer moderadamente después. Buena parte de ese descenso se debió a la reducción de la desigualdad salarial, motivada por el incremento de las remuneraciones en la cola inferior de la distribución y una caída generalizada de la prima salarial. Con una metodología alternativa de medición de la desigualdad, Goerlich y Villar (2009) encontraron, sin embargo, con las Encuestas de Presupuestos Familiares decenales y la ECPF 2003 que la desigualdad siguió reduciéndose en el periodo entre 1990 y 2003.

Todos estos estudios utilizan datos correspondientes a las rentas monetarias del hogar. No incluyen, por tanto, posibles imputaciones de las rentas en especie procedentes del gasto en bienes preferentes. La consideración de éstas podría alterar el cuadro de resultados descrito. No todo el gasto en educación, por ejemplo,

tiene efectos redistributivos positivos [Calero (2001)], mientras que estimaciones recientes realizadas para el caso de la sanidad muestran un efecto muy relevante del gasto sanitario sobre la desigualdad y la pobreza [Spadaro *et al.* (2011)]<sup>2</sup>.

### 1.2. Comparaciones de desigualdad con la EPF-2006

Con el objetivo de confirmar los cambios de la desigualdad en el largo plazo que resultan de las fuentes anteriormente citadas, en este trabajo utilizamos los datos proporcionados por dos Encuestas de Presupuestos Familiares, la EPF de 1990/91 (realizada entre abril de 1990 y marzo de 1991) y la EPF de 2006, que cubren casi dos décadas de cambio. Para examinar las similitudes y divergencias en la estructura de ingresos que ofrece la nueva EPF respecto a la anterior se utiliza también la Encuesta de Condiciones de Vida de 2007. Como las encuestas básicas anteriores, la nueva EPF recoge información muy detallada sobre los gastos que realizan los hogares, su estructura sociodemográfica y, aunque con más límites, los ingresos disponibles del hogar. La variable de ingresos utilizada para el análisis de la desigualdad en este trabajo ha sido la de ingresos regulares monetarios disponibles del hogar, si bien la mayoría de los cálculos se han realizado también con la variable de gasto monetario de los hogares para comprobar la sensibilidad de los resultados a la variable utilizada como referencia.

El periodo de recogida de ingresos en la EPF 1990/91 se fijó en los últimos 12 meses, mientras que la EPF 2006 recoge los ingresos mensuales del hogar. Ambas encuestas se basan en muestras efectivas de algo más de 20.000 hogares<sup>3</sup>. Aunque el objetivo general de ambas encuestas es similar –informar sobre la naturaleza y destino de los gastos de consumo, así como sobre diversas características relativas a las condiciones de vida de los hogares– existen diferencias de contenido y metodológicas de cierta importancia entre el nuevo diseño de la EPF, iniciado en el año 2006, y las encuestas precedentes. A diferencia de las encuestas básicas anteriores, elaboradas con periodicidad casi decenal, la nueva EPF es una encuesta anual, en la que los hogares colaboran durante un periodo de dos semanas anotando todos los tipos de gasto, obteniéndose el resto de la información por entrevista a lo largo de esos catorce días. Cada año se renueva la mitad de la muestra, por lo que cada hogar colabora durante un máximo de dos años.

Un cambio sustancial es la forma de recogida de ingresos en la nueva EPF. A diferencia de las encuestas básicas anteriores, para recoger el importe mensual neto de los ingresos del hogar –ingresos regulares, cualquiera que sea su origen, una vez descontadas las cotizaciones a la Seguridad Social y otros pagos asimilados, así como las cantidades satisfechas en concepto de impuestos– se pide a los entrevistados que consignen la cantidad exacta y en su defecto tienen la opción de marcar un intervalo de rentas (ocho tramos)<sup>4</sup>. Esta forma de determinación de los ingresos puede introducir sesgos importantes dependiendo del modo de imputación de los

---

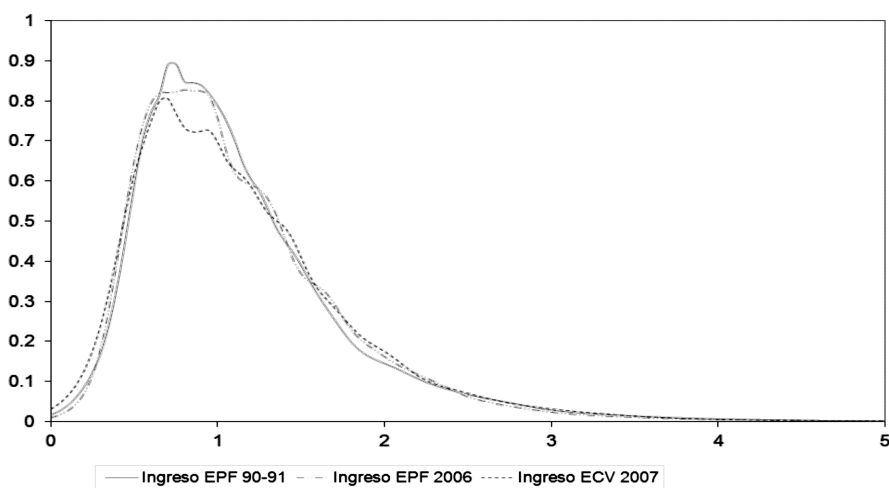
(2) Según estas estimaciones el gasto sanitario reduce la incidencia de la pobreza en diez puntos porcentuales, mientras que el índice de Gini de la renta disponible pasa de 0,32 a 0,28 cuando se imputa el gasto sanitario.

(3) En el caso de la EPF 1990-91 la muestra contiene información de 21.154 hogares, mientras que en la nueva EPF el tamaño de la muestra es de aproximadamente 24.000 hogares.

(4) En dos tercios de las respuestas los ingresos se declaran por intervalos.

valores de cada estrato, especialmente si las rentas declaradas se concentran, como se verá posteriormente, en algunos de estos tramos. Para disponer de un concepto homogéneo de renta en el tiempo la variable de ingresos que aparece en las distintas EPFs se ha homogeneizado, definiéndola como el total de ingresos monetarios netos, resultante de la suma de ingresos ordinarios por trabajo por cuenta ajena o propia, por rentas del capital, por prestaciones sociales regulares y por otros ingresos monetarios, ordinarios o extraordinarios. La cifra resultante se ha ajustado cada año mediante la escala de equivalencia de la OCDE modificada.

Gráfico 1: DENSIDADES KERNEL DE LOS INGRESOS POR ADULTO EQUIVALENTE  
(CANTIDADES EXPRESADAS EN RELACIÓN A LA RENTA MEDIANA)



Fuente: Elaboración propia.

Para analizar las similitudes o diferencias entre las dos distribuciones de ingresos se han representado sus correspondientes densidades mediante Kernels con parámetro de alisado adaptativo. La comparación de las dos distribuciones pone de manifiesto la singularidad de la distribución de ingresos de 2006, con un perfil más achatado en su cúspide y una moda algo más desplazada a la derecha que la de 1990. Resulta interesante comparar el perfil de la distribución de ingresos que resulta de la EPF 2006 con el de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2007<sup>5</sup>. Destaca la similitud con la EPF-90, con un ligero desplazamiento de la distribu-

(5) La variable de ingresos de la ECV se ha armonizado en la medida de lo posible con la definición de ingreso monetario utilizado en las EPF. No se ha considerado la parte de ingreso no monetario y se han eliminado de su cálculo el impuesto sobre el patrimonio y las transferencias enviadas a otros hogares. En ambos casos se consideran ingresos de 2006.



ción a la izquierda, lo que indicaría un posible aumento leve de la desigualdad. Estas diferencias alertan sobre los posibles sesgos que introduce el método de imputación escogido para imputar rentas a partir de los tramos de ingresos de la nueva EPF, ya que la divergencia en la forma de las funciones de densidad de la EPF y la ECV se explica, básicamente, por la distinta forma de recogida de ingresos en cada fuente y por las diferencias en el nivel de infradeclaración de éstos en cada encuesta. Aunque el INE utiliza en ambas encuestas procedimientos de imputación similares para corregir el sesgo de los ingresos no declarados, el hecho de que la mayoría de los entrevistados en la EPF declaren sus ingresos por intervalos, a diferencia de lo que sucede en la ECV, introduce esta diferenciación. Cabe citar, además, el diferente objetivo de cada encuesta, dedicada la EPF, fundamentalmente, a la estimación de las pautas de gasto y la ECV a una correcta identificación de los ingresos y las condiciones de vida de los hogares.

Cuadro 1: INDICADORES DE DESIGUALDAD

	Ingresos			Gastos		
	EPF 1990/91	EPF 2006	ECV 2007	Media EPF 2006-08 <sup>a</sup>	EPF 1990/91	EPF 2006
Gini	0,300	0,296	0,313	0,293	0,318	0,325
Theil (c = -1)	0,218	0,174	0,750	0,173	0,225	0,242
Theil (c = 0)	0,156	0,147	0,181	0,145	0,173	0,183
Theil (c = 1)	0,160	0,147	0,166	0,147	0,173	0,178
Theil (c = 2)	0,237	0,179	0,195	0,186	0,216	0,216
Atkinson (e = 0,5)	0,075	0,071	0,082	0,070	0,082	0,086
Atkinson (e = 1)	0,144	0,137	0,166	0,135	0,159	0,167
Atkinson (e = 2)	0,304	0,258	0,600	0,257	0,311	0,326
Varianza (lnY)	0,323	0,296	0,429	0,293	0,355	0,383

<sup>a</sup> Promedio de los indicadores correspondientes a las EPF de 2006, 2007 y 2008.

Fuente: Elaboración propia.

Para estimar directamente los cambios en la desigualdad se han calculado diferentes indicadores para el inicio y el final del periodo<sup>6</sup>. Tal como puede apreciarse en el cuadro 1, los indicadores estimados para las dos EPFs muestran una leve reducción de la desigualdad entre 1990 y 2006. El índice de Gini se habría reducido un 1,3%, que viene a representar una caída anual por debajo del 0,1%. La re-

(6) Estos indicadores se han estimado también con otras escalas de equivalencia, sin que el cuadro general de resultados cambie.



ducción de la desigualdad es más visible, en general, en los indicadores más sensibles a los cambios en las rentas extremas –especialmente las más altas– aunque los tests realizados sólo otorgan el carácter de estadísticamente significativas a las diferencias en el índice de Gini y en la varianza del logaritmo de los ingresos.

Tales resultados contradicen, parcialmente, los encontrados con las otras fuentes anteriormente mencionadas. La desigualdad no habría aumentado en las dos últimas décadas, al menos en sus puntos de arranque y final. Pueden plantearse, sin embargo, algunas objeciones a esta posible novedad empírica. La primera es que, aun en el caso de que se aceptara la homogeneidad de fuentes, la velocidad de reducción de la desigualdad durante este periodo sería sensiblemente inferior a la registrada durante los años ochenta (de una reducción anual media del índice de Gini de un 0,4% entre 1980 y 1990 a otra del 0,08% entre 1990 y 2006).

En segundo lugar, el hecho de observar el comportamiento de la desigualdad considerando sólo los indicadores iniciales y finales de un periodo tan dilatado oculta, necesariamente, los posibles cambios registrados en los años intermedios. La moderada reducción observada en la desigualdad podría estar reflejando, básicamente, la prolongación del proceso de reducción de ésta de la segunda mitad de los años ochenta hasta los primeros años del periodo observado, sin que hubiera cambios posteriores. Así, diversos estudios confirman que la desigualdad disminuyó en el primer tercio de los años noventa [Oliver *et al.* (2001), Gradín *et al.* (2008) y Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010)]. En el periodo inmediatamente posterior, la desigualdad no cambió. Según nuestras propias estimaciones con datos del PHOGUE, el índice de Gini permaneció constante en torno al valor de 0,342 entre 1993 y 2000. Los índices resultantes de la explotación de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares revelan que la desigualdad apenas cambió en el trienio 2001-2003. Finalmente, nuestros resultados con los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida para el periodo 2004-2008 muestran también la ausencia de cambios significativos en los indicadores de desigualdad en dicho intervalo temporal, con un leve aumento del índice de Gini desde el 0,307 en la ECV de 2004 a 0,312 en 2008. Esta evolución a partir de las fuentes parciales parece confirmar, por tanto, la idea señalada de reducción de la desigualdad al inicio del periodo de análisis (1990-1993) y de estabilidad en los años posteriores, que podría ser compatible con la leve reducción observada de la desigualdad en la comparación de las EPFs de 1990-91 y 2006.

En tercer lugar, las valoraciones que pueden hacerse de la desigualdad en un periodo tan amplio pueden ser sensibles a la fuente o la variable escogida. Aunque se trata de encuestas que responden al mismo propósito, la forma de recogida de los ingresos es diferente y puede que no reflejen con la misma veracidad las situaciones de renta en la cola de la distribución. La comparación, por ejemplo, con los datos de ingresos de la ECV para el mismo año arroja diferencias notables tanto cuando se compara ésta con la EPF de 2006 como, con todas las salvedades que impone el uso de dos fuentes diferentes, cuando aquélla se compara con la EPF de 1990-91 para ver la evolución de la desigualdad (cuadro 1). En el primer caso, destaca cómo la ECV ofrece indicadores de desigualdad sensiblemente más altos que los de la EPF. En el segundo, sobresale cómo se invertiría el juicio anterior sobre la moderada reducción de la desigualdad si la comparación se estableciera

entre la ECV de 2007 y la EPF de 1990/91<sup>7</sup>. Las diferencias son también grandes cuando la desigualdad se mide en términos de gasto en lugar de utilizar los ingresos<sup>8</sup>. Tal como encuentran otros estudios realizados para etapas anteriores, la desigualdad medida con el gasto de los hogares es algo mayor que con los ingresos en la nueva EPF<sup>9</sup>. Al considerar el gasto como indicador encontramos un moderado aumento de la desigualdad en vez de la disminución hallada con el ingreso en la EPF 2006. Por último, los resultados pueden ser sensibles también al año de observación (2006), siendo aconsejable la utilización de otras olas de la nueva EPF. En el mismo cuadro 1 aparece también el promedio de los indicadores de desigualdad estimados para 2006-2008. Al ser muy limitada la variación interanual de la desigualdad que se observa en ese trienio, los indicadores son muy similares a los ya comentados para 2006.

## 2. ESTRUCTURA DE LA DESIGUALDAD POR GRUPOS DE POBLACIÓN

La tendencia a una reducción más moderada de la desigualdad que en periodos anteriores no debe interpretarse como una señal de estabilidad en los procesos determinantes de la distribución de ingresos. Las casi dos décadas comprendidas en el periodo de observación albergaron transformaciones muy notables en algunos de los factores que en periodos anteriores habían contribuido a la reducción de la desigualdad. Es el caso, entre otros muchos, de procesos demográficos de gran calado, como el envejecimiento o la inmigración, acelerados ambos en el curso del periodo analizado, la extensión de la educación superior, la descentralización territorial de servicios básicos de bienestar social o los cambios de ciclo económico. El estudio integrado de factores tan diversos requeriría un análisis multidimensional que desborda las posibilidades de este trabajo, centrado en el análisis de los microdatos y en las características observables de los hogares en las encuestas disponibles para el periodo de estudio. Puede ser relevante, en cualquier caso, tratar de identificar la contribución a la desigualdad de cada característica y observar los cambios en los casi veinte años considerados.

Siendo varias las posibilidades abiertas por la literatura especializada en las técnicas de descomposición, en los últimos años se ha producido un desarrollo muy notable de los métodos basados en el análisis de regresión. Estos métodos tienen la ventaja de descansar en el cimiento teórico que ofrece el análisis del proceso de generación de rentas, además de otras ventajas que han hecho que supongan una alternativa a las descomposiciones más tradicionales. Entre otras, respetan los fundamentos de esas metodologías y, sobre todo, ofrecen un marco integrado para in-

---

(7) La estimación de intervalos de confianza muestra, sin embargo, que la diferencia no es significativa, sin poder confirmar el aumento de la desigualdad con esta fuente.

(8) La variable de gasto considerada es el gasto monetario de consumo de los hogares. Se han eliminado del gasto de consumo total del hogar el autoconsumo, el salario en especie y los alquileres imputados a las viviendas en propiedad.

(9) Véase Ayala *et al.* (1993) para una comparación de la evolución de la desigualdad en la EPF con ambas variables en los años ochenta y Gradín *et al.* (2008) para un análisis similar con la ECPF entre mediados de los años ochenta y la siguiente década.

corporar todas las particiones de población dentro de un mismo modelo econométrico. Se trata, sin embargo, de una aproximación fundamentalmente descriptiva, que depende de que la especificación del modelo de generación de rentas sea correcta. Como señalan Cowell y Fiorio (2011), no son modelos estructurales y deben ser interpretados como modelos descriptivos, al mostrar correlaciones más que relaciones causales.

### 2.1. Metodología

Entre las distintas propuestas que utilizan métodos de regresión para identificar la contribución a la desigualdad de cada variable, en este trabajo seguimos la formulada por Fields (2003). Dicha propuesta tiene la ventaja de que las contribuciones asignadas a cada factor, que pueden estimarse de manera exacta, son independientes del indicador de desigualdad seleccionado.

La descomposición de Fields parte de una función de generación de rentas resumida en una ecuación del tipo siguiente:

$$\ln Y_i = a_k Z_i^k \quad [1]$$

donde  $a$  recoge los posibles coeficientes de un regresión sobre  $Y$ , mientras que  $Z$  representa un vector de posibles características individuales.

Fields demostró que la varianza del logaritmo de la renta se puede descomponer de forma exacta y exhaustiva en la suma de las contribuciones que aparecen en el lado derecho de [1], incluyendo la perturbación aleatoria de forma que:

$$var(\ln Y_i) = \sum_k var^k(\ln Y_i) \quad [2]$$

donde

$$var^k(\ln Y_i) = s_k var(\ln Y_i) = a_k \frac{\sigma(Z_i) \rho(\ln Y_i, Z_i)}{\sigma(\ln Y_i)} var(\ln Y_i) \quad [3]$$

y  $\sum_k s_k = 1$ .

Para extender esta descomposición a otros índices de desigualdad Fields (2003) utiliza la regla de Shorrocks (1982) que expresa la contribución ( $s$ ) de diferentes fuentes de renta a la desigualdad:  $s_k = \frac{cov(Y_k, Y)}{\sigma^2(Y)}$ , donde el subíndice  $k$  representa diferentes fuentes de renta y la condición se cumple para cualquier indicador de desigualdad continuo y simétrico. El corolario es que la contribución relativa a la explicación de la desigualdad del factor  $k$ -ésimo,  $p_k(\ln Y_i) = \frac{s_k(\ln Y_i)}{R^2(\ln Y_i)}$ , se puede estimar para otros índices de desigualdad de la misma forma que propone Fields para la varianza del logaritmo de los ingresos.

### 2.2. Determinantes de la ecuación de ingresos

Para identificar los coeficientes correspondientes a los posibles factores que intervienen en la descomposición de la desigualdad se puede estimar la ecuación [1] por MCO. La variable dependiente es el logaritmo de la renta ajustada del hogar. Como variables independientes hemos optado por considerar variables representati-

vas de la posición del conjunto del hogar. Una de las principales cuestiones que se pueden contrastar es si pesan más las características sociodemográficas de éste –tamaño o tipo de hogar– que las relacionadas con las posibilidades de acceso al mercado de trabajo, como el nivel formativo o la propia relación con la actividad.

Con tal objetivo, se incluyen en la estimación la edad del sustentador principal como variable continua, el tipo de hogar en una clasificación resumida, el nivel educativo del sustentador principal, la situación respecto a la actividad del conjunto del hogar y dos variables territoriales representativas del tamaño del municipio y de la Comunidad Autónoma en la que reside el hogar, diferenciando según se trate o no de Comunidades de alto nivel de renta. La opción por variables representativas de la actividad del conjunto del hogar obedece a la creciente relevancia que ha adquirido la distribución intrafamiliar del desempleo más que la propia situación del cabeza de familia y, muy especialmente, el efecto sumamente negativo sobre la desigualdad y la pobreza que puede tener que todos los activos estén en paro [Nickell (2004), Ayala *et al.* (2011)]. Entre todas las estimaciones posibles, se ha optado por aquellas que minimizan los errores con el objeto de dar mayor robustez a la descomposición de la desigualdad.

El cuadro 2 recoge los resultados de las estimaciones realizadas con las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1990 y 2006. A comienzos de dicho periodo, existía una cierta relación lineal entre la renta de los hogares y la edad del sustentador principal, si bien el efecto, aunque significativo, era pequeño. Los coeficientes correspondientes a la educación, aunque condicionados por el alto nivel de agregación de esta variable en la EPF, confirmaban el efecto esperado de rendimientos crecientes, con saltos cuantitativamente importantes y significativos entre los diferentes niveles. Los coeficientes de las categorías incluidas dentro de la tipología de hogares también presentaban los signos esperados, con rentas estimadas menores para los hogares monoparentales y una peor situación, también, de los hogares con hijos menores de edad. De los resultados para la relación con la actividad del conjunto del hogar destacaba la magnitud del diferencial negativo de ingresos cuando las situaciones de desempleo o inactividad se concentraban en el hogar. Por último, los coeficientes de las variables territoriales dibujaban un patrón espacial de la generación de ingresos muy nítido, con cierta linealidad con el tamaño del municipio y con un importante salto en los ingresos según se residiera o no en alguna de las Comunidades Autónomas más ricas.

Los coeficientes correspondientes a la estimación realizada con la EPF de 2006 no muestran grandes modificaciones respecto a la estimación con los datos de 1990, lo que permite anticipar la ausencia de grandes cambios en las contribuciones a la generación de rentas de los distintos factores considerados. Todos los coeficientes estimados mantienen los signos anteriores sin perder significación estadística y el ajuste del modelo es bastante similar. Destacan, como cambios leves en cualquier caso, la reducción de la prima de ingresos de los niveles educativos más altos, aunque sigue dándose, y la reducción del coeficiente de los hogares que combinan ocupados y parados, situación que, aunque sigue generando mayores ingresos que las de plena actividad o desempleo del hogar, reduce el diferencial positivo de renta.

Tal como se señaló en el análisis de los indicadores de desigualdad, la diferencia en la forma de recogida de los ingresos en la nueva EPF también puede im-

Cuadro 2: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE INGRESOS (ERRORES STANDARD ENTRE PARÉNTESIS)			
	EPF-1990	EPF-2006	ECV-2007
<i>Edad</i>	0,006*** (0,000)	0,005*** (0,000)	0,004*** (0,000)
<i>Nivel de estudios SP</i>			
Secundaria primera etapa	0,143*** (0,007)	0,166*** (0,006)	0,011*** (0,012)
Secundaria segunda etapa	0,325*** (0,008)	0,309*** (0,008)	0,263*** (0,012)
Educación superior	0,644*** (0,009)	0,554*** (0,007)	0,538*** (0,012)
<i>Tipo de hogar</i>			
Hogares monoparentales	-0,288*** (0,040)	-0,342*** (0,024)	-0,372*** (0,031)
Pareja sin hijos	0,055*** (0,016)	0,051*** (0,012)	0,084*** (0,019)
Pareja con hijos <16 años	-0,174*** (0,017)	-0,190*** (0,013)	-0,210*** (0,020)
Otros hogares	-0,119*** (0,016)	-0,177*** (0,012)	0,003 (0,021)
<i>Relación con la actividad del hogar</i>			
Todos los activos ocupados	0,491*** (0,008)	0,539*** (0,009)	0,434*** (0,016)
Ocupados y parados	0,411*** (0,010)	0,289*** (0,012)	0,303*** (0,020)

\*\*\* significativa al 99%, \*\* significativa al 95%, \* significativa al 90%,

Categorías de referencia: educación primaria o inferior; hogares unipersonales, hogares con todos los miembros inactivos o parados, municipio de menos de 10.000 habitantes y resto de CC.AA.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE INGRESOS (ERRORES STANDARD ENTRE PARÉNTESIS) (continuación)

	EPF-1990	EPF-2006	ECV-2007
<i>Tamaño del municipio</i>			
Entre 10000 y 50000	0,029*** (0,006)	0,036*** (0,006)	0,758*** (0,019)
Entre 50000 y 100000	0,018** (0,009)	0,052*** (0,008)	0,125*** (0,014)
Más de 100000	0,102*** (0,006)	0,037*** (0,006)	0,135*** (0,013)
<i>Comunidad Autónoma</i>			
Baleares	0,196*** (0,014)	0,226*** (0,010)	0,168*** (0,022)
Cataluña	0,224*** (0,009)	0,143*** (0,007)	0,191*** (0,012)
Madrid	0,086*** (0,009)	0,098*** (0,009)	0,145*** (0,015)
Navarra	0,149*** (0,014)	0,219*** (0,011)	0,272*** (0,019)
País Vasco	0,148*** (0,008)	0,130*** (0,007)	0,145*** (0,016)
Constante	-0,803*** (0,022)	-0,842*** (0,021)	-0,877*** (0,036)
R <sup>2</sup> ajustado	0,281 F(18,72) = 837,4	0,327 F(18,55) = 1042,4	0,226 F(18,34) = 343,0

\*\*\* significativa al 99%, \*\* significativa al 95%, \* significativa al 90%,

Categorías de referencia: educación primaria o inferior, hogares unipersonales, hogares con todos los miembros inactivos o parados, municipio de menos de 10.000 habitantes y resto de CC.AA.

Fuente: Elaboración propia.

poner algunas diferencias en el contraste empírico de la función generadora de los ingresos del hogar. Puede resultar pertinente, para contrastar la robustez de la comparación de las dos encuestas anteriores, examinar la similitud o las divergencias con los coeficientes resultantes con otras fuentes disponibles para el mismo año. En la tercera columna del cuadro 2 aparecen los resultados de la ecuación de ingresos estimados con la Encuesta de Condiciones de Vida de 2007. En general, los resultados son muy similares y muestran, de nuevo, los signos esperados. La principal diferencia radica en la magnitud del efecto de la ocupación de todos los miembros activos del hogar, que, siendo el más relevante de las diferentes categorías definidas, es inferior al encontrado con las otras fuentes.

### 2.3. Descomposición de la desigualdad

Los resultados de la estimación de la ecuación de ingresos con las distintas encuestas permiten una aproximación general a la contribución a la desigualdad de los diferentes factores. Siguiendo la metodología de Fields es posible atribuir a cada una de las variables utilizadas un peso porcentual en la desigualdad vigente en cada corte temporal. En línea con lo señalado anteriormente, la principal hipótesis a contrastar desde esta perspectiva tan agregada es si la desigualdad en los ingresos de los hogares españoles está más determinada por la tipología de hogares o por las variables más relacionadas con el entorno laboral, como los niveles educativos o la relación con la actividad del hogar.

Centrando la atención, inicialmente, en la estructura de la desigualdad según los grupos de población definidos en 1990, destacaba en esa fecha el peso mucho mayor en aquella de las variables educativas y de las representativas de la relación con la actividad del conjunto del hogar (cuadro 3). La contribución de la edad, aunque significativa, era casi desdeñable. Algo similar sucedía con la tipología de hogares, con una contribución muy reducida a la desigualdad a comienzos de los años noventa. El nivel educativo, sin embargo, aparecía como un factor decisivo para explicar la desigualdad, al menos en cuanto a su contribución al porcentaje de la varianza de los ingresos que explica el modelo de regresión. Más de la mitad de esa varianza –descontando el residuo– tenía su origen en los factores educativos. La habitual relación entre el nivel educativo alcanzado y la posición en el mercado de trabajo se reflejan también aquí en la importancia que tenía la contribución de la relación con la actividad del conjunto del hogar. Más de un tercio de la contribución total a la desigualdad explicada podía atribuirse a esta variable. También destaca, por último, el peso intermedio de las variables territoriales en su doble vertiente de localización en diferentes tipos de hábitats urbanos y en la Comunidad Autónoma de residencia. La contribución conjunta de ambas variables superaba el once por ciento en 1990<sup>10</sup>.

---

(10) Todos estos resultados deben interpretarse, en cualquier caso, con las necesarias cautelas que impone en este tipo de descomposiciones la magnitud del factor residual no explicado por el modelo. Como en otros trabajos similares, la estimación de corte transversal explica un porcentaje limitado de la varianza (cerca de un tercio). Ese resultado es muy parecido al que obtienen el propio Fields (2003), Oliver *et al.* (2001b) para España y aplicaciones más recientes para otros países, como Jadotte (2010).



Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LN(Y)

	Contribución individual							Contribución de cada variable							$P_i(\ln Y)$
	EPF90/91	EPF06	ECV07	EPF90/91	EPF06	ECV07	EPF90/91	EPF06	ECV07	EPF90/91	EPF06	ECV07	EPF90/91	EPF06	
Edad	-0,0061	-0,0197	-0,0044	-0,0061	-0,0197	-0,0044	-0,0061	-0,0197	-0,0044	-0,0233	-0,0596	-0,0208			
<i>(Categoría omitida: estudios primarios o inferiores)</i>															
Nivel de estudios del sustentador principal	0,0007	-0,0087	-0,0069												
Secundaria primera etapa	0,0298	0,0186	0,0060												
Secundaria segunda etapa	0,1093	0,1704	0,1124	0,1398	0,1803	0,1115	0,5334	0,5457	0,0526						
Superiores o equivalentes															
<i>(Categoría omitida: hogares unipersonales)</i>															
Tipo de hogar	0,0017	0,0023	0,0036												
Hogares monoparentales	-0,0003	0,0002	0,0014												
Parejas sin niños	0,0005	-0,0102	0,0118												
Parejas con niños	-0,0029	0,0064	0,0002	-0,0010	-0,0013	0,0170	-0,0038	-0,0039	0,0803						
Otros hogares															
<i>(Categoría omitida: todos inactivos o todos los activos parados)</i>															
Relación con la actividad del hogar	0,1076	0,1611	0,0663												
Todos activos ocupados	-0,0097	-0,0223	-0,0073	0,0979	0,1388	0,0590	0,3735	0,4201	0,2786						
Activos ocupados y parados															

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LN(Y) (continuación)

	Contribución individual			Contribución de cada variable			$P_j(\ln Y)$		
	EPF90/91	EPF06	ECV07	EPF90/91	EPF06	ECV07	EPF90/91	EPF06	ECV07
<i>(Categoría omitida: municipios de menos de 10.000 habitantes)</i>									
Tamaño del municipio									
10.000 - 50.000 habitantes	-0,0010	-0,0004	-0,0005						
50.000 - 100.000 habitantes	0,0002	0,0001	-0,0018						
Más de 100.000 habitantes	0,0121	0,0037	0,0098	0,0113	0,0034	0,0075	0,0431	0,0103	0,0354
<i>(Categoría omitida: resto de CC.AA.)</i>									
Baleares	0,0018	0,0058	0,0013						
Cataluña	0,0106	0,0073	0,0077						
Madrid	0,0014	0,0035	0,0042						
Navarra	0,0015	0,0057	0,0054						
País Vasco	0,0049	0,0066	0,0026	0,0202	0,0289	0,0212	0,0771	0,0875	0,1001
Resto	0,7377	0,6697	0,7883						
Total contribuciones	0,2623	0,3304	0,2118	0,2623	0,3304	0,2118	1,0000	1,0000	1,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las contribuciones de los distintos factores a la desigualdad estimadas para la Encuesta de Presupuestos Familiares de 2006 no ofrecen un panorama radicalmente distinto del descrito para 1990. Casi dos décadas después, la estructura de pesos relativos permanece bastante similar. La contribución de la edad es algo mayor, aunque todavía es inferior a la de otras características. También es más alto, aunque sigue suponiendo una contribución limitada, el peso correspondiente al tipo de hogar. Las variables que antes dominaban la distribución de contribuciones relativas siguen siendo las que presentan porcentajes más altos. La educación sigue siendo decisiva en la explicación de la desigualdad en el periodo más reciente, con una mayor contribución que la que podía observarse dos décadas antes. Como luego se comentará, esta diferencia puede guardar relación con los cambios en la prima salarial de los titulados universitarios y con el notable aumento en estos veinte años del porcentaje de población con estudios superiores. También gana peso la variable correspondiente a la actividad del hogar, destacando especialmente la contribución específica de los hogares donde todos los activos están ocupados. Las variables territoriales mantienen su peso conjunto, si bien se produce cierta recomposición del peso relativo de los municipios y las Comunidades Autónomas, ganándolo las segundas y cediéndolo los primeros. Tal proceso parece en relativa consonancia con el desarrollo del proceso de descentralización territorial y la cesión de competencias y capacidad económica a las Comunidades Autónomas y los avances más limitados en el ámbito municipal.

Como en el caso de las tendencias de la desigualdad, una prueba muy general de la robustez del cuadro más reciente de las respectivas contribuciones a la desigualdad puede ser la comparación, con los límites citados, de dicha estructura con la que ofrece la Encuesta de Condiciones de Vida para el mismo año. El rasgo más general que resulta de este ejercicio es de similitud sólo parcial, con contribuciones en algunos casos en la ECV más parecidas a las de la EPF de 1990 que a la de 2006. Así sucede en el caso de la edad, variable para la que la contribución retrocedería a niveles parecidos a los de comienzos de los años noventa, o de la Comunidad Autónoma. Las diferencias son especialmente acusadas en el tipo de hogar, que tiene una contribución más relevante en el caso de la ECV, a costa de la variable que resume la participación laboral, que muestra un peso en la desigualdad inferior tanto al de la encuesta realizada en su mismo año como al que presentaba la EPF de 1990, aunque sigue suponiendo la segunda contribución cuantitativamente más importante. La contribución de la variable educativa en la ECV es inferior a la de las dos EPFs.

Mayores diferencias se encuentran cuando en lugar de considerar los ingresos ajustados de los hogares se toma como referencia su gasto monetario (cuadro 4). Tal opción, sin embargo, debe considerarse a título meramente comparativo, ya que con objeto de mantener el modelo de análisis se utiliza para el gasto la misma función de renta que en los casos anteriores. Esta función, como se señaló, trata de incorporar el mayor número de variables relacionadas con la generación de ingresos, por lo que pierde contenido teórico y explicativo cuando se estima con el gasto de los hogares. Los resultados, en cualquier caso, coinciden con los anteriores en mostrar como principales contribuciones a la desigualdad las relacionadas con la actividad del hogar y, sobre todo, el nivel de estudios del sustentador principal. Se

Cuadro 4: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LN(GASTO)

	Contribución individual		Contribución de cada variable		$P_j(\ln Y)$	
	EPF 90/91	EPF 06	EPF 90/91	EPF 06	EPF- 90/91	EPF 06
Edad	0,0036	-0,0024	0,0040	-0,0024	0,0164	-0,0099
<i>(Categoría omitida: estudios primarios o inferiores)</i>						
Nivel de estudios del sustentador principal	0,0063	-0,0002				
	0,0276	0,0229				
	0,0784	0,1132	0,1120	0,1360	0,5107	0,5631
<i>(Categoría omitida: hogares unipersonales)</i>						
Tipo de hogar	0,0005	0,0000				
	-0,0052	-0,0063				
	0,0037	0,0043				
	-0,0007	-0,0002	-0,0020	-0,0020	-0,0077	-0,0091
<i>(Categoría omitida: todos inactivos o todos los activos parados)</i>						
Relación con la actividad del hogar	0,0624	0,0967				
	-0,0046	-0,0045	0,0580	0,0920	0,2628	0,3821

Cuadro 4: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LN(GASTO) (continuación)

Tamaño del municipio	Contribución individual			Contribución de cada variable			$P_j(\ln Y)$		
	EPF 90/91	EPF 06	EPF 90/91	EPF 90/91	EPF 06	EPF- 90/91	EPF- 90/91	EPF 06	EPF 06
<i>(Categoría omitida: municipios de menos de 10.000 habitantes)</i>									
10.000 - 50.000 habitantes	-0,0015	0,0006							
50.000 - 100.000 habitantes	0,0014	0,0003							
Más de 100.000 habitantes	0,0197	0,002	0,0200	0,0030		0,0891			0,0120
<i>(Categoría omitida: resto de CC.AA.)</i>									
Baleares	0,0019	0,0016							
Cataluña	0,0115	0,0043							
Madrid	0,0048	0,0027							
Navarra	0,0047	0,0027							
País Vasco	0,0054	0,0036	0,0280	0,0150		0,1287			0,0617
Resto	0,7802	0,7586							
Total contribuciones	0,2198	0,2413	0,2198	0,2413		1,0000			1,0000

Fuente: Elaboración propia.

observan también cambios más pronunciados en la estructura de desigualdad en las dos encuestas que con los datos de ingresos de los hogares, encontrando las principales divergencias respecto a los resultados anteriores en la caída de peso de la variable autonómica, la educación y la relación con la actividad del hogar.

### 3. LA CONTRIBUCIÓN DE CADA FACTOR AL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD

La observación de las contribuciones a la desigualdad de un conjunto de factores en dos momentos del tiempo ofrece una idea general de los cambios en el peso relativo de cada característica en la estructura de rentas. Así, de la comparación de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1990 y 2006 se deduce que, aunque las variables que a comienzos de los años ochenta tenían mayor peso en la desigualdad siguen siendo aquéllas con contribuciones más altas, ha habido algunos cambios en la magnitud de las diferentes aportaciones. La identificación de estos cambios no es suficiente, sin embargo, para contar con una descripción precisa de la contribución de cada variable a los cambios en la desigualdad. Resulta necesario extender el análisis anterior para examinar si la moderada reducción observada en la desigualdad puede atribuirse en mayor medida a alguno de los factores enunciados, con independencia de un mayor o menor peso en la desigualdad total. Esa responsabilidad puede proceder, además, de fuentes diversas. En el caso de los niveles educativos, por ejemplo, puede haber un doble efecto de la desigualdad dependiendo de un efecto-precio (cambio en el rendimiento de la educación) y un efecto-cantidad (cambio en el porcentaje de población con estudios superiores), de la misma forma que puede haber parte de la desigualdad que responde a cambios en factores no observables. Tales efectos han sido subrayados en el caso español como determinantes de los cambios en la estructura salarial [Febrer y Mora (2005), Izquierdo y Lacuesta (2006)].

La pregunta sobre la descomposición de la desigualdad en diferencias –contribución de cada variable al cambio– y no sólo en niveles, como en el apartado previo, puede ser contestada a partir de las identidades que sirven de base a la descomposición anterior. Según Fields (2003), el cambio en cualquier indicador de desigualdad  $I(\cdot)$  puede expresarse en términos de las contribuciones relativas de cada factor y de los propios indicadores de desigualdad en cada momento del tiempo:

$$I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1 = \sum_k [s_{k,2} I(\cdot)_2 - s_{k,1} I(\cdot)_1] \quad [4]$$

de donde puede deducirse la contribución de cada factor  $[\Pi_k(I(\cdot))]$  al cambio en la desigualdad<sup>11</sup>:

$$[\Pi_k(I(\cdot))] \equiv [s_{k,2} I(\cdot)_2 - s_{k,1} I(\cdot)_1] / [I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1] \quad [5]$$

En el cuadro 5 se recogen los resultados de la estimación de la expresión [5] para las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1990 y 2006, ofreciendo también como elemento de contraste la comparación con la Encuesta de Condiciones

(11) Los resultados deben interpretarse teniendo en cuenta el signo del cambio de la desigualdad. Si la desigualdad disminuyó en el periodo objeto de estudio, un signo positivo para una característica significa una contribución a la baja de la desigualdad.

Cuadro 5: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD, 1990-2006 VAR(LN Y)

	Ingresos			Gastos
	EPF-90/EPP-06	EPF-90/ECV-07	EPF-90/EPF-06	
Edad	Edad del SP	0,141	0,0008	-0,079
Nivel de estudios del sustentador principal	<i>(Categoría omitida: estudios primarios o inferiores)</i>			
	Secundaria primera etapa	0,102	-0,030	-0,083
	Secundaria segunda etapa	0,151	-0,067	-0,037
	Superiores o equivalentes	-0,550	0,122	0,557
Tipo del hogar	<i>(Categoría omitida: hogares unipersonales)</i>			
	Hogares monoparentales	-0,005	0,009	-0,006
	Parejas sin niños	-0,006	0,007	-0,020
	Parejas con niños	0,116	0,046	0,012
	Otros hogares	-0,103	0,010	0,006
Relación con la actividad del hogar	<i>(Categoría omitida: todos inactivos o todos los activos parados)</i>			
	Todos activos ocupados	-0,470	-0,060	0,534
	Activos ocupados y parados	0,126	0,000	-0,003
Tamaño del municipio	<i>(Categoría omitida: municipios de menos de 10.000 habitantes)</i>			
	10.000 - 50.000 habitantes	-0,007	0,001	0,027
	50.000 - 100.000 habitantes	0,001	-0,008	-0,014
	Más de 100.000 habitantes	0,103	0,003	-0,224
Comunidad Autónoma	<i>(Categoría omitida: resto de CC.AA.)</i>			
	Baleares	-0,041	0,000	-0,002
	Cataluña	0,046	-0,001	-0,088
	Madrid	-0,021	0,013	-0,024
	Navarra	-0,044	0,017	-0,023
	País Vasco	-0,013	-0,004	-0,019
Residual		1,472	0,943	0,483
Total contribuciones		1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.



de Vida de 2007. Se ha calculado la contribución relativa al cambio de la varianza del logaritmo de los ingresos del hogar ajustados. El primer dato destacable es que el factor que tiene más peso es el residual, resultado común a la mayoría de estudios que utilizan este tipo de técnicas, como se ha señalado anteriormente, y que, lógicamente, limita la capacidad explicativa del conjunto de características consideradas. Sobresale, de nuevo, la importancia de la educación, no sólo para explicar la estructura de la desigualdad por grupos de población en diferentes momentos del tiempo sino también para dar cuenta de los cambios registrados en el largo plazo en la desigualdad. Destaca, especialmente, la contribución a los cambios en la desigualdad de los niveles formativos más altos. Los resultados para esta variable parecen apuntar a una presión al alza de la desigualdad.

Algunas de las variables que aportaban poco a la estructura de la desigualdad en los dos cortes temporales seleccionados parecen ejercer, sin embargo, un efecto más importante sobre la variación de la desigualdad. Es el caso del efecto igualitario que parecen ejercer la edad y las parejas con hijos. Sobresale, sobre todo, la contribución al cambio en la desigualdad atribuible a la relación con la actividad del conjunto del hogar, con un efecto muy diferente de la categoría que combina dentro del mismo hogar las situaciones de desempleo y ocupación (contribución a la baja de la desigualdad) del que tienen las situaciones en las que todos los miembros activos del hogar han accedido al empleo (contribución al alza).

Otro resultado relevante es el que emerge del ámbito territorial, con una importante contribución –también desigualitaria– de la mayoría de las Comunidades más ricas al cambio en la desigualdad. Tal resultado se produce para un periodo en el que los procesos de descentralización territorial han avanzado considerablemente, con un trasvase creciente a los gobiernos autonómicos de algunos de los principales servicios básicos de bienestar social. El tamaño del municipio ha tenido un efecto cuantitativamente pequeño sobre la variación de la desigualdad, salvo en el caso de las grandes zonas urbanas.

El contraste del conjunto de resultados revisados con la Encuesta de Condiciones de Vida ofrece, en este caso, un panorama algo menos robusto que en los análisis anteriores. Los resultados deben interpretarse teniendo en cuenta que la desigualdad, medida a través de la varianza del logaritmo de los ingresos, aumentó en lugar de reducirse<sup>12</sup>. El tamaño de las contribuciones cambia en todas las variables, alterándose en algunos casos –en línea con la diferente evolución de la desigualdad que arroja esta comparación– el signo. La principal divergencia se manifiesta en los dos factores más relevantes en la comparación anterior, como eran la actividad del hogar y, sobre todo, la contribución a la desigualdad de las categorías de población con mayor nivel de estudios. Como se ha señalado, se trata de diferentes encuestas y formas de recogida de los ingresos, por lo que cualquier inferencia debe valorarse con extrema cautela. A ello se añade, además, como se ha señalado, el problema intrínseco a este tipo de ejercicios del gran peso del factor residual.

---

(12) La estimación de intervalos de confianza muestra, sin embargo, que la diferencia no es significativa, sin poder confirmar el aumento de la desigualdad con esta fuente.

La evidencia conocida de otros trabajos que han abordado el estudio de las contribuciones al cambio en la desigualdad con una metodología similar con la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares ofrece resultados relativamente parecidos a los encontrados para las EPFs de 1990 y 2006 en cuanto a la identificación de los factores más relevantes en la evolución de la desigualdad. Así, Oliver *et al.* (2001b) también encontraron para el periodo 1985-1996 que la relación con la actividad y el nivel educativo son las variables que más contribuyen a la desigualdad, si bien en su trabajo tiene un peso sensiblemente mayor la composición del hogar. Tampoco existen grandes diferencias cuando se utilizan los gastos en lugar de los ingresos. Una divergencia apreciable es la menor contribución del factor residual al cambio de la desigualdad, aunque sigue siendo elevada. Los resultados siguen siendo muy robustos en el caso de las categorías educativas, pero se reduce el peso de las variables laborales.

Con los matices señalados, la relevancia de la educación en la evolución de la desigualdad obliga a profundizar en el análisis de los procesos que explican su contribución. Se trata, sin duda, de uno de los principales determinantes no sólo del propio reparto de la renta entre los hogares sino también del ámbito más estricto de la distribución individual de los salarios. Existe información suficientemente homogénea que ofrece indicios claros del papel que ha podido jugar el descenso de la prima salarial de la educación superior en las rentas de los hogares. La evidencia comparada muestra una mayor caída en España del diferencial favorable a los titulados universitarios desde 1990 hasta alcanzar uno de los niveles más bajos de la OCDE [Strauss y de la Maisonnette (2007)].

Resulta interesante discernir, por tanto, si la contribución observada de los estudios superiores a la evolución de la desigualdad responde a los cambios en la distribución de la población por niveles educativos (incremento de los hogares con estudios universitarios) y al posible efecto del aumento del grupo con mayores rentas, o a los cambios en el rendimiento de la titulación superior (cambios en los coeficientes), que podrían ejercer el efecto contrario sobre la desigualdad si la prima salarial del colectivo con mayor nivel formativo hubiera caído. Estas dos fuentes de cambio se pueden caracterizar como efectos cantidad y precio, respectivamente.

Siendo varias las posibles aproximaciones para identificar el distinto efecto del conjunto de variables analizadas, una de las más intuitivas es la propuesta por Yun (2006). Esta descomposición utiliza la metodología de Fields (2003) extendiéndola para el caso de la varianza del logaritmo de los ingresos, ya que para el resto de indicadores de desigualdad no es posible una mayor desagregación que tenga en cuenta el doble efecto citado. El procedimiento consiste en la construcción de una distribución simulada de ingresos ( $y_i^*$ ), en la que habrían cambiado las cantidades pero no los coeficientes, lo que permite descomponer los cambios en la varianza de los ingresos como:

$$I_{y1} - I_{y2} = \sum_k (s_{ky*} I_{y*} - s_{ky2} I_{y2}) + \sum_j (s_{kyj} I_{yj} - s_{ky*} I_{y*}) + (I_{e1} - I_{e2}) \quad [6]$$

donde el primer sumando representa el efecto de los cambios en las características (efecto cantidad), el segundo sumando representa el efecto de los cambios en los coeficientes (efecto precio) y el tercero el efecto residual.

La estimación del doble efecto cantidad y precio en los cambios de la varianza de los ingresos del hogar ayuda a completar el retrato trazado hasta ahora (cua-

dro 6). El resultado más destacado, sin embargo, es la limitada capacidad explicativa de estos ejercicios, dado el alto valor del componente residual. Aun así, destaca la mayor contribución de los cambios en las características que en los coeficientes. Este resultado no es, sin embargo, uniforme para todas las variables, invirtiéndose en la relación con la actividad y el tamaño del municipio. Tal coincidencia reflejaría que el cambio en la estructura demográfica de la sociedad española en las dos últimas décadas, verificable en la transformación de la distribución por edades de la población y en los cambios en la composición de los hogares, no se habría traducido en una mayor desigualdad.

Cuadro 6: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LN(Y)  
EN EFECTOS PRECIO Y CANTIDAD, 1990-2006

	Coeficientes	Características
Edad	0,00012	-0,00397
Nivel de estudios	-0,01692	0,02501
Tipo de hogar	0,00076	-0,00082
Relación con la actividad del hogar	0,00877	0,00060
Tamaño del municipio	-0,00373	0,00107
Comunidad Autónoma	-0,00338	0,00368
Total	-0,01438	0,02558
Residuo	-0,03898	

Fuente: Elaboración propia.

Entre todos los resultados, es especialmente revelador, de nuevo, el efecto contrapuesto encontrado para la educación, que permite explicar la contribución observada al alza de la desigualdad. El cambio en los coeficientes (menor rendimiento de la educación superior) casi compensa el efecto al alza de la desigualdad derivado de la ganancia de peso demográfico del grupo de mayor nivel educativo. La estimación de indicadores específicos de desigualdad intragrupos muestra, de hecho, que este grupo pasó de ser el que presentaba menor desigualdad interna a comienzos de los años noventa a convertirse –con la excepción del grupo con menor nivel educativo– en el menos igualitario de las diferentes categorías consideradas<sup>13</sup>. El aumento de las diferencias entre los titulados se explica, principalmente, por la entrada en el mercado de trabajo de un número abundante de titulados jóvenes en ocupaciones con requerimientos formativos netamente inferiores

(13) Los índices de Theil ( $c = 1$ ) para 2006 correspondientes a la primera etapa de educación secundaria, a la segunda etapa de secundaria y a la educación universitaria fueron, respectivamente, 0,108, 0,103 y 0,121.

–y con menores salarios, por tanto– a su cualificación. Estos problemas de sobre-cualificación y sus efectos sobre la estructura salarial han sido confirmados por varios autores, que muestran las mayores dificultades del mercado de trabajo español en el contexto comparado para absorber con puestos de trabajo apropiados el gran incremento en la proporción de titulados universitarios [García Montalvo (2009), Felgueroso *et al.* (2010)], la caída en el rendimiento de la educación como efecto de tal proceso [Murillo *et al.* (2010)] y sus consecuencias sobre el aumento de las desigualdades salariales intra-grupos por niveles educativos [Budría y Moro-Egido (2008)]. Cabe recordar, en cualquier caso, que puede existir una amplia distancia –y un amplio abanico de factores intermediadores– entre la distribución individual de los salarios y las desigualdades en la distribución de la renta de los hogares, que es el ámbito de estudio de este trabajo.

#### 4. CONCLUSIONES

La limitada disponibilidad de microdatos de hogares comparables en el tiempo ha hecho que sea reducido el número de estudios que analizan los cambios en la desigualdad en la distribución de la renta en España en el largo plazo. El objetivo de este trabajo ha sido tratar de aportar nueva evidencia sobre lo sucedido en las dos últimas décadas mediante la comparación de la estructura de la desigualdad por grupos de población en el periodo que comprende la publicación de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1990 y 2006, además de intentar comprobar las posibilidades de esta última encuesta para la realización de comparaciones inter-temporales.

Una primera conclusión relevante es el cambio observado en el comportamiento de la desigualdad. El ritmo de reducción de la desigualdad en la distribución de la renta, que había sido alto y sostenido desde los años setenta hasta el inicio de la década de los noventa, parece haberse contenido. Aunque los indicadores estimados muestran una leve reducción de la desigualdad, algunos de los índices no ofrecen diferencias estadísticamente significativas y, en cualquier caso, la tasa de reducción de la desigualdad en este periodo es notablemente inferior a la de etapas anteriores. Las comparaciones realizadas, sin embargo, parecen limitadas por la falta de homogeneidad de las encuestas, que aunque responden a un mismo propósito presentan ciertas disimilitudes en los instrumentos de recogida y organización de la información.

Un segundo resultado destacable es la identificación de perfiles muy estables en la estructura de ingresos por grupos de población. Las descomposiciones realizadas mediante modelos de regresión definen un cuadro sostenido en el tiempo –en línea con lo encontrado por otros trabajos–, en el que parecen pesar más en la desigualdad las variables relacionadas con el nivel formativo de los hogares y su relación con la actividad que los factores de naturaleza estrictamente demográfica, como la edad de los sustentadores o la composición del hogar. En el periodo reciente, sin embargo, hay algunos rasgos diferentes, con notables implicaciones para el análisis y la intervención pública, como el menor peso de la educación y la mayor contribución a la desigualdad de las variables territoriales.

En tercer lugar, inevitablemente asociado a la descomposición de la desigualdad realizada en dos momentos del tiempo tan distantes, un interrogante natural es qué factores, además de explicar la estructura de la desigualdad en las dos fechas, son los que más han contribuido al cambio observado en la desigualdad. La realización de diferentes ejercicios de descomposición –en diferencias y desagregando el efecto de los cambios en las características de los cambios en su rendimiento– arroja cierta luz sobre el nuevo proceso distributivo. Con el condicionante de que el factor que tiene más peso es el residual, destaca la importancia que han tenido en la contención de las desigualdades algunos procesos. Entre otros, sobresale el efecto que ha podido tener la caída de la prima salarial de los titulados universitarios, encontrando en el estrechamiento de las diferencias salariales entre las distintas categorías educativas una de las principales claves de las tendencias de la desigualdad en el largo plazo.

Asoman, además, otros procesos, como el creciente riesgo de pérdida relativa de ingresos de determinados tipos de hogar, la presión que pueden ejercer las diferencias territoriales sobre la desigualdad o las implicaciones para ésta del aumento de las situaciones en las que todos los miembros del hogar se encuentran en desempleo o inactividad. En los próximos años, la ampliación del periodo objeto de estudio con la aparición de nuevas encuestas permitirá contar con una explicación más precisa del posible efecto de crecimiento de la desigualdad que puede haber tenido la generalización de estas últimas situaciones desde el inicio de la crisis en 2007.

Las estimaciones realizadas, en cualquier caso, son sólo una primera aproximación a una realidad muy compleja. La dificultad natural para que encuestas tan dilatadas en el tiempo presenten la misma coherencia obliga a contemplar con cautelas el cuadro de resultados obtenido. Para contar, además, con una interpretación cabal de los cambios en la desigualdad en las dos décadas cubiertas por las encuestas analizadas, sería necesario extender el análisis con un estudio detallado de lo sucedido en los periodos intermedios, tarea ya cubierta por investigaciones anteriores. Cabe citar también que el trabajo realizado se ha centrado en el estudio de las rentas monetarias, sin considerar, por tanto, la incidencia redistributiva de las transferencias en especie, como sanidad o educación. La imputación del gasto en bienes preferentes podría matizar algunas de las conclusiones enunciadas. A pesar de estos límites, la batería de resultados que ofrece este trabajo puede ayudar a la interpretación de las tendencias a largo plazo de la desigualdad en la sociedad española. Un mejor conocimiento de estos cambios distributivos resulta necesario, sin duda, para la correcta valoración de los avances sociales logrados en este largo periodo.

ANEXO

A.1. Valores medios<sup>a</sup>

	EPF 90-91		EPF 2006	
<i>Edad</i>	49,89	(13,79)	50,31	(14,48)
<i>Nivel de estudios del SP</i>				
Primaria o inferior	0,626	(0,484)	0,332	(0,471)
Secundaria primera etapa	0,151	(0,358)	0,261	(0,439)
Secundaria segunda etapa	0,128	(0,334)	0,160	(0,367)
Educación superior	0,095	(0,293)	0,246	(0,431)
<i>Tipo de hogar</i>				
Unipersonales	0,029	(0,169)	0,062	(0,241)
Monoparentales	0,007	(0,081)	0,009	(0,967)
Parejas sin niños	0,100	(0,300)	0,156	(0,363)
Parejas con niños	0,286	(0,452)	0,244	(0,429)
Otros hogares	0,578	(0,494)	0,528	(0,499)
<i>Situación respecto a la actividad</i>				
Todos inactivos o todos los activos parados	0,193	(0,395)	0,176	(0,381)
Todos los activos ocupados	0,668	(0,471)	0,700	(0,458)
Ocupados y parados	0,139	(0,346)	0,124	(0,329)
<i>Tamaño del municipio</i>				
<10.000	0,254	(0,435)	0,218	(0,413)
10.001 – 50.000	0,234	(0,423)	0,257	(0,437)
50.001 – 100.000	0,093	(0,291)	0,119	(0,324)
>100.000	0,419	(0,493)		
<i>Comunidad Autónoma</i>				
Resto de CC.AA.	0,635	(0,481)	0,621	(0,485)
Baleares	0,017	(0,131)	0,023	(0,149)
Cataluña	0,153	(0,360)	0,159	(0,366)
Madrid	0,126	(0,332)	0,136	(0,343)
Navarra	0,013	(0,114)	0,013	(0,114)
País Vasco	0,055	(0,227)	0,048	(0,214)
Número de observaciones	72123		55699	

<sup>a</sup> Desviación típica entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Álvarez, S., Prieto, J. y Salas, R. (2004): “The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996”, *Applied Economics*, vol. 36, págs. 1399-1408.
- Atkinson, A.B. y Brandolini, A. (2001): “Promise and Pitfalls in the Use of “Secondary” Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries As a Case Study,” *Journal of Economic Literature*, vol. 39, págs. 771-799.
- Atkinson, A.B. y Piketty, T. (eds.) (2010): *Top Incomes over the Twentieth Century: A Global Perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- Ayala, L., Cantó, O. y Rodríguez, J.G. (2011): “Poverty and the business cycle: The role of the intra-household distribution of unemployment,” Working Papers 222, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.
- Ayala, L., Jurado, A. y Pedraja, F. (2009) “Inequality and Welfare in Intra-Territorial Income Distribution”. En Cuadrado Roura, J.R. (ed.): *Regional Policy, Economic Growth and Convergence*. Heidelberg: Springer.
- Ayala, L., Martínez, R. y Ruiz-Huerta, J. (1993): “La distribución de la renta en España en los años ochenta: una perspectiva comparada”, en AA.VV: *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol. II. Madrid: Fundación Argentaria.
- Ayala, L., y Sastre, M. (2007): “Políticas redistributivas y desigualdad”, *Información Comercial Española* n.º 837, págs. 117-138.
- Bárcena, E. y Cowell, F.A. (2006): “Static and Dynamic Poverty in Spain, 1993-2000”, *Hacienda Pública Española* n.º 179, págs. 51-78.
- Brandolini, A., y Smeeding, T.M. (2009): “Income Inequality in Richer and OECD Countries”. En *Oxford Handbook of Economic Inequality*, W. Salverda, B. Nolan, y T. M. Smeeding (eds.), 71-100. Oxford: Oxford University Press.
- Bosch, A., Escribano, C. y Sánchez, I. (1989): *Evolución de la pobreza y la desigualdad en España: Estudio basado en las Encuestas de Presupuestos Familiares 1973-74 y 1980-81*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Brewer, M., Muriel, A. and Wren-Lewis, L. (2009): “Accounting for changes in inequality since 1968: decomposition analyses for Great Britain”, Institute for Fiscal Studies Report for the National Equality Panel.
- Budría, S. y Moro Egado, A.I. (2008): “Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain”, *Economics of Education Review*, vol. 27, págs. 332-341.
- Calero, J. (2001): “La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad”. Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo n.º 2001/20.
- Cantó, O., Del Río, C. y Gradín, C. (2003): “La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995”, *Hacienda Pública Española* n.º 167-4, págs. 87-119.
- Cowell, F. and Fiorio, C. (2009): “Inequality Decompositions? A Reconciliation”, *Journal of Economic Inequality*, vol. 9, págs. 509-528.
- Cutanda, A. (2002): “La medición de la desigualdad a través de un modelo de elección intertemporal”, *Hacienda Pública Española*, n.º 163-4, págs. 93-120.
- Farré, L. y Vella, F. (2008): “Macroeconomic Conditions and the Distribution of Income in Spain,” *Labour*, vol. 22, págs. 383-410.
- Febrer, A. y Mora, J. (2005): “Wage distribution in Spain 1994-1999: An application of a flexible estimator of conditional distributions”, Working Paper IVIE, WP-EC 2005-04.
- Felgueroso, F. Hidalgo, M. y Jiménez-Martín, S. (2010): “Explaining the fall of the skill wage premium in Spain”, FEDEA, Documento de Trabajo 2010-19.



- Fields, G.S. (2003): "Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method with Application to U.S. Earnings Inequality," *Research in Labor Economics*, vol. 22, págs. 1-38.
- García Lizana, A. y Martín Reyes, G. (1994): "La pobreza y su distribución territorial", en Juárez, M. (ed.) : *V Informe Sociológico sobre la Situación Social en España*. Madrid: Fundación FOESSA.
- García Montalvo, J. (2009): "La inserción laboral de los universitarios y el fenómeno de la sobrequalificación en España", *Papeles de Economía Española*, n.º 119, págs. 172-187.
- Goerlich, F.J. y Mas, M. (2001): "Inequality in Spain 1973-91: Contribution to a Regional Database," *Review of Income and Wealth*, vol. 47, págs. 361-78.
- Goerlich, F.J. y Villar, A. (2009): "Desigualdad y bienestar en España y sus Comunidades Autónomas (1973-2003)", *Revista de Economía Aplicada*, n.º 50, págs. 119-151.
- Gradín, C. y Del Río, C. (2001): *Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia*. A Coruña: Fundación Pedro Barrié de la Maza.
- Gradín, C., Cantó, O. y Del Río, C. (2008): "Inequality, poverty and mobility: choosing income or consumption as welfare indicators", *Investigaciones Económicas*, vol. 32, págs. 169-200.
- Izquierdo, M. y Lacuesta, A. (2006): "Wage Inequality in Spain: Recent Developments", Documento de Trabajo n.º 0615, Banco de España.
- Jadotte, E. (2010): *Essays on inequality, vulnerability to poverty, international migration and labor supply: An application to Haiti*. Doctoral Thesis, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Jenkins, S.P. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86," *Economica*, vol. 62, págs. 29-63.
- Jenkins, S.P. y Micklewright, J. (eds.) (2007): *Inequality and Poverty Re-examined*. Oxford: Oxford University Press.
- Jenkins, S.P. y Van Kerm, P. (2005): "Accounting for income distribution trends: A density function decomposition approach," *Journal of Economic Inequality*, vol. 3, págs. 43-61.
- Kopczuk, W., Saez, E. y Song, J. (2010): "Earnings Inequality and Mobility in the United States: Evidence from Social Security Data since 1937," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 125, págs. 91-128.
- Martín-Guzmán, P. (1996): *Pobreza y Desigualdad en España*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Murillo, I.P., Rahona, M. y Salinas, M.M. (2010): "Efectos del desajuste educativo sobre el rendimiento privado de la educación: un análisis para el caso español (1995-2006)", FUNCAS, Documento de Trabajo n.º 520/2010.
- Nickell, S. (2004): "Poverty and Worklessness in Britain", *Economic Journal* vol. 114, págs. 1-25.
- OCDE (2008): *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD countries*. OCDE: París.
- Oliver, J., Ramos, X. y Raymond, J.L. (2001a): "Anatomía de la Distribución de la Renta en España, 1985-1996: La Continuidad de la Mejora", *Papeles de Economía Española*, n.º 88, págs. 67-88.
- Oliver, J., Ramos, X. y Raymond, J.L. (2001b): "Recent trends in Spanish Income Distribution: A Robust Picture of Falling Income Inequality," Working Papers wp0107, Departamento de Economía Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Pascual, M. y Sarabia, J.M. (2004): "Factores determinantes de la distribución personal de la renta: un estudio empírico", *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales* 15-04.

- Peichl, A., Pestel, N. y Schneider, H. (2010): “Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany”, IZA DP No. 4770.
- Pijoan-Mas, J., y Sánchez-Marcos, V. (2010): “Spain is Different: Falling Trends of Inequality”, *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, págs. 154-178.
- Ruiz-Castillo, J. (1987): *La medición de la pobreza y de la desigualdad en España, 1980-81*. Estudios Económicos, n.º 42. Madrid: Banco de España.
- Ruiz-Castillo, J. (1993): “La distribución del gasto en España de 1973-74 a 1980-81”, en AA.VV: *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol. II. Madrid: Fundación Argentaria.
- Shorrocks (1982): “Inequality Decomposition by Factor Components”, *Econometrica*, vol. 50, págs. 193-211.
- Spadaro, A., Moral, I., Adiego, M. y Blanco, A. (2011): “Evaluating the Redistributive Impact of Public Health Expenditure using an Insurance Value Approach”. Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo 7/11.
- Strauss, H. y de la Maisonneuve, C. (2007): “The Wage Premium on Tertiary Education: New Estimates for 21 OECD Countries”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 589, OECD Publishing.
- Van Kerm, P. (2003): “Adaptive kernel density estimation,” *Stata Journal* vol. 3(2), págs. 148-156.
- Yun, M.S. (2006): “Earnings inequality in USA, 1969-99: comparing inequality using earnings equations”, *Review of Income and Wealth*, vol. 52, págs. 127-143.

*Fecha de recepción del original: marzo, 2011*

*Versión final: noviembre, 2012*

#### ABSTRACT

This paper aims at providing answers to questions like: What changes have taken place in income inequality since 1990? Which factors have the largest influence on these changes? To what extent are the results sensitive to the choice of a particular dataset? We use data from the Family Budget Survey (2006) –the first wave of this survey that was collected– and compare it with 1990 data. To test the sensitivity of the results, we also use expenditure data from this survey and income data from the Survey of Income and Living Conditions. A regression-based approach is used to account for changes in inequality [Fields (2003), Yun (2006)]. Our findings show that the reduction in inequality has become more modest in the past two decades. Other results are a marked stability of the income structure by population sub-groups and the high contribution of educational attainment and the labour force status of the household. One of the most relevant forces driving inequality changes has been the fall in the wage skill premium.

*Key words:* inequality, regression-based decomposition, Family Budget Survey.

*JEL Classification:* D31, D63.