

# Papeles de Trabajo

N.I.P.O.: 634-12-016-5

## LOS CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DE LA DESIGUALDAD EN ESPAÑA: ¿QUÉ NOS DICE LA NUEVA EPF?

Autores: *Marta Adiego*<sup>1</sup>  
Instituto de Estudios Fiscales  
*Luis Ayala*<sup>2</sup>  
Universidad Rey Juan Carlos

P.T. n.º 2/2012

Los autores agradecen la financiación recibida del  
Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2010-21668-C03-01).

1) Cardenal Herrera Oria, 378, Edificio B, Despacho 2.54,  
28035 Madrid, e-mail: [marta.adiego@ief.meh.es](mailto:marta.adiego@ief.meh.es)

2) Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales,  
Paseo Artilleros s/n, 28032 Madrid, e-Mail: [luis.ayala@urjc.es](mailto:luis.ayala@urjc.es)



INSTITUTO DE  
ESTUDIOS  
FISCALES

N. B.: Las opiniones expresadas en este documento son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

## ÍNDICE

### INTRODUCCIÓN

1. LA DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA EN EL LARGO PLAZO
  - 1.1. La evidencia disponible sobre la desigualdad: una síntesis
  - 1.2. Comparaciones de desigualdad con la EPF-2008
2. ESTRUCTURA DE LA DESIGUALDAD POR GRUPOS DE POBLACIÓN
  - 2.1. Metodología
  - 2.2. Determinantes de la ecuación de ingresos
  - 2.3. Descomposición de la desigualdad
3. LA CONTRIBUCIÓN DE CADA FACTOR AL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD
4. CONCLUSIONES

### ANEXO

### BIBLIOGRAFÍA



## RESUMEN

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 fuente escogida. Se explotan, para ello, los datos de la nueva Encuesta de Presupuestos Familiares (2008) y se comparan con los de la EPF de 1990. Se realiza un análisis exhaustivo de los principales indicadores de desigualdad y de la forma de la distribución de la renta. Para analizar los cambios en la estructura de la desigualdad se utiliza la descomposición por métodos de regresión propuesta por Fields (2003), ampliada posteriormente por Yun (2006). Los resultados muestran una contención del ritmo de reducción de la desigualdad. Destaca también la estabilidad de la estructura de ingresos por grupos de población y el mayor peso en ésta de las variables relacionadas con el nivel formativo de los hogares y de la relación con la actividad. Como factores determinantes del cambio sobresale el efecto sobre la desigualdad que ha tenido la caída de la prima salarial de los titulados universitarios.

*JEL:* D31, D63.

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



## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

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 de naturaleza administrativa ha permitido contar con información para períodos muy amplios, que facilitan 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 acervo 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>2</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 severamente 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 analizan el comportamiento de la desigualdad entre las fechas de realización de las distintas EPFs encuentran 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* con muestra ampliada (ECPF), 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).

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, ahora también anual pero con 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 que comprende desde el inicio de la década de los años noventa hasta el último tercio de la primera década del siglo XXI. En tal período se han registrado cambios de notable envergadura que, sin duda, deberían haber afectado a la forma de la distribución de la renta. Las variaciones de ciclo económico, con un prolongado período de crecimiento de las rentas y del empleo hasta

---

<sup>1</sup> 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 Olga Cantó, Rosa Martínez y de los participantes en el XIII Encuentro de Economía Aplicada y en el XVIII Encuentro de Economía Pública.

<sup>2</sup> 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 e 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.

el inicio de la crisis, los cambios en el mercado de trabajo y en 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 que permiten 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) encuentran una mayor desigualdad con renta que con consumo y un moderado crecimiento de la desigualdad desde 1991, después de una fase anterior de reducción desde mediados de los años ochenta.

En este trabajo se explotan los datos de la nueva Encuesta de Presupuestos Familiares (2008) y se comparan con los de la EPF de 1990. Para comprobar su robustez, los resultados se comparan con los de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2008 utilizando una definición de renta homogénea. 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? Para dar respuesta a la primera 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, 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 este tipo de descomposiciones ha estado sometido 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 período objeto de estudio y se estima una amplia batería de indicadores de desigualdad. En el segundo apartado se identifica la contribución de diferentes características a la estructura de la desigualdad por grupos de población en el período 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 ESPAÑA 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 período 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 período 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 anual (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 muy restringidas de enlace con la limitada serie disponible.

Los resultados para los diferentes intervalos temporales comprendidos desde las primeras EPFs hasta la fecha de publicación de las últimas fuentes citadas 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, período 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 estudios 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 período 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, 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 y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, una vez reformada su metodología y ampliado su tamaño muestral. Los diferentes trabajos que han utilizado esas fuentes muestran un perfil 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 algunas de estas fuentes para explorar comportamientos a largo plazo de la desigualdad. La explotación del PHOGUE y las ECPF permitieron 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 comienzos 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 una reducción sustancial 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) encuentran, sin embargo, con las Encuestas de Presupuestos Familiares decenales y la ECPF 2003 que la desigualdad siguió reduciéndose en el período entre 1990 y 2003.

## 1.2. Comparaciones de desigualdad con la EPF-2008

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 2008 (realizada en el año 2008), que cubren casi dos décadas de cambio. Para examinar las similitudes y divergencias en la estructura de ingresos que ofrece la nueva EPF se utiliza también la Encues-

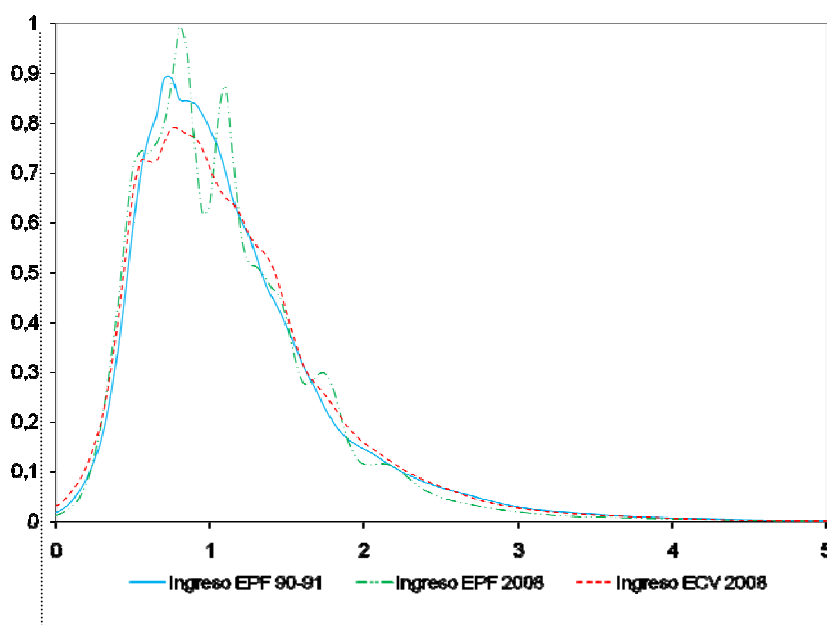
ta de Condiciones de Vida de 2008. Como las encuestas básicas anteriores, la nueva EPF recoge información muy detallada sobre los gastos que realizan los hogares, su estructura sociodemográfica y, aunque con más límites, los ingresos disponibles del hogar<sup>3</sup>.

El período de referencia en la recogida de ingresos en la EPF 1990/91 se fijó en los últimos 12 meses, mientras que la EPF 2008 recoge los ingresos mensuales del hogar. Ambas encuestas se basan en muestras efectivas de algo más de 20.000 hogares<sup>4</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 período 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>5</sup>. Esta forma de determinación de los ingresos puede introducir sesgos importantes dependiendo del modo de imputación de los valores de cada estrato. 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 en 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)**



<sup>3</sup> La variable de ingresos utilizada para el análisis de la desigualdad ha sido la de ingresos regulares monetarios disponibles del hogar.

<sup>4</sup> 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.

<sup>5</sup> En dos tercios de las respuestas los ingresos se declaran por intervalos.

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 2008, con un perfil bimodal y una primera moda más desplazada a la derecha que la de 1990. Tal desplazamiento, como sugieren Jenkins y Van Kerm (2005), podría interpretarse como una mejora de bienestar social desde un criterio de monotonicidad. El aumento de la densidad en torno a la moda, sin embargo, con los dos valores máximos enunciados, limita las posibilidades de inferencias directas sobre los cambios en la desigualdad. Más claros parecen los cambios en la pobreza. Dadas las formas de las densidades, el posible trazado de una línea vertical desde el eje horizontal en los puntos correspondientes a los umbrales habitualmente utilizados para medir la pobreza –50 ó 60 por ciento de la renta mediana– haría que el área comprendida entre la densidad y la línea de pobreza fuera superior en 2008 a la de 1990.

Dada la singularidad de la distribución de ingresos que resulta de la EPF-2008 resulta interesante comparar su perfil con el de la Encuesta de Condiciones de Vida para ese mismo año<sup>6</sup>. La diferencia más notable es la recuperación del perfil unimodal de 1990, hecho que alerta sobre los posibles sesgos que introduce el método de imputación escogido a partir de los tramos de ingresos de la nueva EPF. Destaca también la similitud con la EPF-90, con un ligero desplazamiento de la distribución a la izquierda, lo que indicaría un posible aumento de la desigualdad.

Para estimar directamente los cambios en la desigualdad se han calculado diferentes indicadores para el inicio y el final del período. 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 2008. El índice de Gini se habría reducido en algo más de un 3 por 100, que viene a representar una caída anual por debajo del 0,2 por 100. La reducción 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.

**Cuadro 1**  
**INDICADORES DE DESIGUALDAD**

	Ingresos			Gastos	
	EPF 90/91	EPF 2008	ECV 2008	EPF 90/91	EPF 2008
Gini	0,307	0,297	0,301	0,318	0,304
Theil (c=-1)	0,223	0,175	0,510	0,225	0,192
Theil (c=0)	0,162	0,149	0,166	0,173	0,157
Theil (c=1)	0,169	0,154	0,151	0,173	0,156
Theil (c=2)	0,270	0,207	0,169	0,216	0,191
Atkinson (e=0,5)	0,078	0,072	0,075	0,082	0,075
Atkinson (e=1)	0,149	0,138	0,153	0,159	0,145
Atkinson (e=2)	0,308	0,259	0,505	0,311	0,278
Varianza (lnY)	0,328	0,294	0,391	0,355	0,320

Tales resultados contradicen, parcialmente, los encontrados con las otras fuentes anteriormente mencionadas. La desigualdad se habría seguido reduciendo 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, aún en el caso de que se aceptara la homogeneidad de fuentes, la velocidad de reducción de la desigualdad durante este período sería sensiblemente inferior a la

<sup>6</sup> 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.

registrada durante los años ochenta (de una reducción anual media del índice de Gini de un 0,36 por 100 entre 1980 y 1990 a otra del 0,18 por 100 entre 1990 y 2008).

En segundo lugar, el hecho de observar el comportamiento de la desigualdad considerando sólo los indicadores iniciales y finales de un período 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 desigualdad de la segunda mitad de los años ochenta hasta los primeros años del período observado, sin que hubiera cambios posteriores<sup>7</sup>. Nuestras propias estimaciones con los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida, que cubren el período 2004-2008, muestran la ausencia de cambios significativos en los indicadores de desigualdad en dicho intervalo temporal<sup>8</sup>.

En tercer lugar, las valoraciones que pueden hacerse de la desigualdad en un período tan amplio pueden ser sensibles a la fuente o 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 la ECV para el mismo año arroja diferencias notables tanto cuando se comparan las dos encuestas para el mismo año como, con todas las salvedades que impone el uso de dos fuentes diferentes, cuando aquélla se compara con la EPF de 1980 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 2008 y la EPF de 1990/91. Las diferencias son también grandes cuando la desigualdad se mide en términos de gasto en lugar de utilizar los ingresos<sup>9</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>10</sup>. El ritmo de variación de la desigualdad para el período 1990-2008 es, en cualquier caso, relativamente similar al de los ingresos.

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

La tendencia a una reducción más moderada de la desigualdad que en períodos 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 período de observación albergaron transformaciones muy notables en algunos de los ámbitos que en períodos anteriores habían contribuido a la reducción de la desigualdad. Es el caso, entre otros muchos, de distintos procesos demográficos, como el envejecimiento o la inmigración, acelerados ambos en el curso del período analizado, la extensión de la educación superior, el desarrollo del proceso de descentralización territorial de servicios básicos de bienestar social o las diferentes fases del 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 de los hogares observables en las encuestas disponibles para el período de estudio. Puede ser relevante, en cualquier caso, tratar de identificar la contribución a la desigualdad de estas características y observar si ésta ha cambiado 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

<sup>7</sup> Los resultados con la ECPF de Oliver *et al.* (2001), Gradín *et al.* (2008) y Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010) parecen refrendar esa hipótesis, con una reducción de la desigualdad entre 1990 y 1992 y un panorama relativamente estable para los años posteriores de realización de la encuesta.

<sup>8</sup> El índice de Gini pasó de 0,307 en la ECV de 2004 a 0,312 en la de 2008.

<sup>9</sup> 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 autosuministro, el autoconsumo, el salario en especie y los alquileres imputados a las viviendas en propiedad.

<sup>10</sup> 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.

el análisis del proceso de generación de rentas y reúnen, además, otras ventajas que han hecho que se constituyan en alternativa a las descomposiciones más tradicionales. Entre otras, respetan los fundamentos de esas metodologías y, sobre todo, ofrecen un marco integrado para incorporar todas las particiones de población dentro de un mismo modelo econométrico. Se trata, sin embargo, de una aproximación fundamentalmente descriptiva, que descansa forzosamente en una correcta especificación del modelo de generación de rentas. Como señalan Cowell y Fiorio (2009), 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:

$$\ln(y_{i1}) = \alpha_1 + \sum_j \beta_{j1} X_{ij1} + \varepsilon_{i1} \quad (1)$$

$$\ln(y_{i2}) = \alpha_2 + \sum_j \beta_{j2} X_{ij2} + \varepsilon_{i2}$$

donde  $X_{ijt}$  y  $\varepsilon_{it}$  son, respectivamente, las variables exógenas y los residuos, mientras que los sub-índices 1 y 2 representan dos momentos del tiempo. La función puede reescribirse como:

$$\ln(Y_{it}) = a_t' Z_{it} \quad (2.a)$$

donde

$$a_t = [\alpha_t \beta_{1t} \beta_{2t} \dots \beta_{Jt} 1] \quad (2.b)$$

y

$$Z_{it} = [1 X_{i1t} X_{i2t} \dots X_{iJt} \varepsilon_{it}] \quad (2.c)$$

Fields desarrolla su método de descomposición tomando la varianza a ambos lados de la ecuación para encontrar una contribución exacta de los distintos factores a la varianza del logaritmo de los ingresos del hogar. Para extender el análisis a otros indicadores, el peso relativo en la desigualdad de cada  $k$  factor ( $s_k$ ) puede derivarse a partir del teorema de Shorrocks (1982):

$$s_k = \frac{\text{cov}(Y_k, Y)}{\sigma^2 Y} \quad (3)$$

Desde ese teorema, Fields propone estimar las contribuciones a la varianza de los ingresos tomando como partida (2.a):

$$s_j(\ln Y) = \frac{\text{cov}[a_j Z_j \ln Y]}{\sigma^2(\ln Y)} = \frac{a_j \sigma(Z_j) \rho[Z_j, \ln Y]}{\sigma(\ln Y)} \quad (4)$$

donde

$$\sum_{j=1}^{J+2} s_j(\ln Y) = 100\%,$$

$$\sum_{j=1}^{J+1} s_j(\ln Y) = R^2(\ln Y)$$

lo que permite definir  $p_j(\ln Y) = \frac{s_j(\ln Y)}{R^2(\ln Y)}$  como el porcentaje de la desigualdad total que explica el j-ésimo factor.

## 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 y la varianza explicada del logaritmo de los ingresos 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 representativas 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). 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 2008. A comienzos de dicho período, la mayoría de las variables presentaban los signos esperados. Existía 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, confirman 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 presentan 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 destaca la magnitud del diferencial negativo de ingresos cuando las situaciones de desempleo o inactividad se concentran en el hogar. Por último, los coeficientes de las variables territoriales dibujan 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 resida o no en alguna de las Comunidades Autónomas más ricas.

**Cuadro 2**

### RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE INGRESOS (errores standard entre paréntesis)

		EPF-1990	EPF-2008	ECV-2008
<i>Edad</i>	Edad	0,006*** (0,000)	0,006*** (0,000)	0,004*** (0,000)
<i>Nivel de estudios SP</i>	Secundaria primera etapa	0,143*** (0,007)	0,151*** (0,006)	0,154*** (0,011)
	Secundaria segunda etapa	0,325*** (0,008)	0,284*** (0,008)	0,284*** (0,012)
	Educación superior	0,644*** (0,009)	0,518*** (0,007)	0,525*** (0,012)

(Sigue)

(Continuación)

		EPF-1990	EPF-2008	ECV-2008
<i>Tipo de hogar</i>	Hogares monoparentales	-0,288 <sup>***</sup> (0,040)	-0,440 <sup>***</sup> (0,023)	-0,258 <sup>***</sup> (0,033)
	Pareja sin hijos	0,055 <sup>***</sup> (0,016)	0,066 <sup>***</sup> (0,012)	0,106 <sup>***</sup> (0,018)
	Pareja con hijos <16 años	-0,174 <sup>***</sup> (0,017)	-0,187 <sup>***</sup> (0,012)	-0,164 <sup>***</sup> (0,019)
	Otros hogares	-0,119 <sup>***</sup> (0,016)	-0,180 <sup>***</sup> (0,011)	0,089 <sup>***</sup> (0,019)
<i>Relación con la actividad del hogar</i>	Todos los activos ocupados	0,491 <sup>***</sup> (0,008)	0,542 <sup>***</sup> (0,008)	0,389 <sup>***</sup> (0,014)
	Ocupados y parados	0,411 <sup>***</sup> (0,010)	0,302 <sup>***</sup> (0,010)	0,240 <sup>***</sup> (0,018)
<i>Tamaño del municipio</i>	Entre 10000 y 50000	0,029 <sup>***</sup> (0,006)	0,003 (0,006)	0,028 <sup>*</sup> (0,017)
	Entre 50000 y 100000	0,018 <sup>**</sup> (0,009)	0,049 <sup>***</sup> (0,007)	0,074 <sup>***</sup> (0,012)
	Más de 100000	0,102 <sup>***</sup> (0,006)	0,055 <sup>***</sup> (0,006)	0,114 <sup>***</sup> (0,011)
<i>Comunidad Autónoma</i>	Baleares	0,196 <sup>***</sup> (0,014)	0,220 <sup>***</sup> (0,011)	0,156 <sup>***</sup> (0,018)
	Cataluña	0,224 <sup>***</sup> (0,009)	0,155 <sup>***</sup> (0,007)	0,179 <sup>***</sup> (0,012)
	Madrid	0,086 <sup>***</sup> (0,009)	0,140 <sup>***</sup> (0,008)	0,177 <sup>***</sup> (0,012)
	Navarra	0,149 <sup>***</sup> (0,014)	0,161 <sup>***</sup> (0,008)	0,291 <sup>***</sup> (0,015)
	País Vasco	0,148 <sup>***</sup> (0,008)	0,211 <sup>***</sup> (0,007)	0,170 <sup>***</sup> (0,014)
Constante	-0,803 <sup>***</sup> (0,022)	-0,907 <sup>***</sup> (0,021)	-0,840 <sup>***</sup> (0,030)	
R <sup>2</sup> ajustado		0,281	0,335	0,244
		F(18, 72069)=837,4 Prob > F = 0,0000	F(18,62905)=1131 Prob > F = 0,0000	F(18,35402)=387,9 Prob > F = 0,0000

\*\*\* Significativa al 99 por 100, \*\*significativa al 95 por 100, \*significativa al 90 por 100.

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 CCAA.

Los coeficientes correspondientes a la estimación realizada con la EPF de 2008 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 miembros activos y ocupados, 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 datos de ingresos en la nueva EPF también puede imponer 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 2008. 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, destaca el peso mucho mayor en aquélla 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 sucede con la tipología de hogares, con una contribución muy reducida a la desigualdad a comienzos de los años noventa. El nivel educativo, sin embargo, aparece como un factor decisivo para explicar la desigualdad, al menos en cuanto 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 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. 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.

Las contribuciones de los distintos factores a la desigualdad estimadas para la Encuesta de Presupuestos Familiares de 2008 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 por debajo del cinco por ciento del total. 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 período más reciente, aunque su contribución es algo más baja que la que podía observarse dos décadas antes. Como luego se comentará, esta diferencia puede guardar relación con la disminución de la prima salarial de los titulados universitarios y con el notable aumento en estos veinte años del porcentaje de población titulada. Gana peso, sin embargo, la variable correspondiente a la actividad del hogar, destacando especialmente la contribución específica de los hogares donde conviven activos ocupados y parados. Las variables territoriales mantienen su peso conjunto, si bien se produce cierta recomposición del peso relativo del municipio y la Comunidad Autónoma, ganándolo la segunda y cediéndolo el primero. 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 una cierta divergencia, con contribuciones en muchos casos en la ECV más parecidas a las de la EPF de 1990 que a la de 2008. Así sucede en el caso de la edad, variable para que la contribución retrocedería casi a los mismos niveles de comienzos de los años noventa, o del municipio. Las diferencias son especialmente acusadas en el tipo de hogar, que pasa a tener una contribución apreciable, aunque todavía lejos de las dos variables señaladas como más relevantes en las otras dos encuestas, y, sobre todo, en la variable que resume la participación laboral, que muestra un peso en la desigualdad sensiblemente inferior tanto al de la encuesta realizada en su mismo año como al que presentaba la EPF de 1990. La contribución de la variable educativa en la ECV sería mayor, sin embargo, que la de la EPF del mismo año pero todavía inferior a la estimada para 1990. La contribución de la Comunidad Autónoma es muy parecida, lo que parece corroborar la influencia creciente de este factor.

### 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 puede ofrecer 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 2008 se deduce que, aunque las variables que a comienzos de los años ochenta tenían mayor peso en la desigualdad siguen siendo aquellas 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 otros efectos (cambios en los 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 enunciadas anteriormente. Según Fields (2003), el cambio en cualquier indicador de desigualdad  $I(.)$  puede expresarse en términos de las contribuciones relativas de cada factor en cada período y de los propios indicadores de desigualdad en cada momento del tiempo:

$$I(.)_2 - I(.)_1 = \sum_j [s_{j,2} I(.)_2 - s_{j,1} I(.)_1] \quad (5)$$

de donde puede deducirse la contribución de cada factor  $[\Pi_j(I(.))]$  al cambio en la desigualdad:

$$[\Pi_j(I(.))] \equiv [s_{j,2} I(.)_2 - s_{j,1} I(.)_1] / [I(.)_2 - I(.)_1] \quad (6)$$

En el Cuadro 4 se recogen los resultados de la estimación de la expresión (6) para las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1990 y 2008, ofreciendo también como elemento de contraste la comparación con la Encuesta de Condiciones de Vida de 2008. Se ha calculado la contribución relativa al cambio en el índice de Gini y al de la varianza 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. De los factores atribuibles a las diferentes categorías 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 los diferentes indicadores. Destaca, especialmente, la contribución a los cambios en la desigualdad de los niveles formativos más altos, aunque el efecto es más visible en la variación del índice de Gini que en la varianza del logaritmo de los ingresos. Los resultados para esta variable parecen apuntar a una presión al alza de la desigualdad relacionada con el nivel formativo del sustentador principal del hogar.

Cuadro 4

## DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD, 1990-2008

	S <sub>j</sub>			Π <sub>i</sub> (Gini)			Π <sub>i</sub> [Var(logY <sub>i</sub> )]		
	EPF-90	EPF-08	ECV-08	EPF-90/ EPF-08	EPF-90/ ECV-08	EPF-90/ EPF-08	EPF-90/ EPF-08	EPF-90/ ECV-08	EPF-90/ ECV-08
Edad SP	-0,0061	-0,0160	-0,0056	0,309	0,155	0,083	-0,003		
Nivel de estudios del sustentador principal	<i>(Categoría omitida: estudios primarios o inferiores)</i>								
Secundaria de primera etapa	0,0007	-0,0134	-0,0105	0,450	-3,601	0,128	-0,064		
Secundaria de segunda etapa	0,0298	0,0128	0,0086	0,571	-6,787	0,183	-0,093		
Superiores o equivalentes	0,1093	0,1606	0,1238	-1,524	4,772	-0,352	0,193		
Tipo de hogar	<i>(Categoría omitida: hogares unipersonales o parejas sin hijo)</i>								
Hogares monoparentales	0,0017	0,0056	0,0022	-0,122	0,162	-0,033	0,005		
Parejas sin niños	-0,0003	0,0017	0,0016	-0,064	0,611	-0,018	0,011		
Parejas con niños	0,0005	-0,0095	0,0110	0,319	3,377	0,091	0,061		
Otros hogares	-0,0029	0,0093	0,0068	-0,391	3,116	-0,029	0,053		
Relación con la actividad del hogar	<i>(Categoría omitida: todos inactivos o todos los activos parados)</i>								
Todos activos ocupados	0,1076	0,1683	0,0725	-1,825	-11,178	-0,439	-0,095		
Activos parados y ocupados	-0,0097	-0,0276	-0,0083	0,560	0,4405	0,151	-0,002		
Tamaño del municipio	<i>(Categoría omitida: menos de 10.000 habitantes)</i>								
Entre 10000 y 50000 habitantes	-0,0010	-0,0001	-0,0004	-0,030	0,192	-0,009	0,002		
Entre 50000 y 100000 habitantes	0,0002	-0,0002	-0,0023	0,013	-0,804	0,004	-0,014		
Más de 100000 habitantes	0,0121	0,0061	0,0112	0,203	-0,277	0,066	0,007		
Comunidad Autónoma	<i>(Categoría omitida: resto CCAA)</i>								
Baleares	0,0018	0,0037	0,0009	-0,059	-0,288	-0,015	0,016		
Cataluña	0,0106	0,0067	0,0076	0,135	-0,954	0,046	-0,007		
Madrid	0,0014	0,0056	0,0067	-0,132	1,706	-0,036	0,032		
Navarra	0,0015	0,0054	0,0071	-0,123	1,802	-0,034	0,034		
País Vasco	0,0049	0,0165	0,0042	-0,364	-0,220	-0,100	0,001		
Residual	0,738	0,664	0,763	3,071	8,937	1,397	0,885		
Total contribuciones	0,262	0,336	0,237	1,00	1,00	1,00	1,00		

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 parece ejercer la edad, aunque de nuevo con una contribución más relevante en el caso del índice de Gini, o del tipo de hogar, donde coinciden diferentes efectos ligados a la desigual evolución de las familias con niños, que contribuyen a la reducción de la desigualdad, y el resto de tipos de hogar, entre los que destaca el efecto desigualitario de los hogares monoparentales. 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 las Comunidades más ricas a los cambios en la desigualdad. Tal resultado se produce para un período 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.

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 en este caso teniendo en cuenta que mientras que la comparación con el índice de Gini apenas muestra cambios en la desigualdad, en el caso de la varianza del logaritmo de los ingresos la desigualdad aumentó en lugar de reducirse. 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.

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 2008 en cuanto a la identificación de los factores más relevantes en la evolución de la desigualdad. Así, Oliver *et al.* (2001b) también encuentran para el período 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.

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 caída del diferencial favorable a los titulados universitarios desde 1990 hasta alcanzar uno de los niveles más bajos de la OCDE (Strauss y de la Maisonneuve, 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), que podría haber tenido el efecto de aumentar la desigualdad al crecer el peso 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 cae la prima salarial del colectivo con mayor nivel formativo. La literatura especializada en la descomposición de la desigualdad ha identificado ambas fuentes de cambio 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:

$$ly_1 - ly_2 = \sum_j (sjy^* ly^* - sjy_2 ly_2) + \sum_j (sjy_1 ly_1 - sjy^* ly^*) + (l\varepsilon_1 - l\varepsilon_2) \quad (7)$$

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 precios) y el tercero el efecto residual.

La estimación del doble efecto cantidad y precio en los cambios en la varianza de los ingresos del hogar ayuda a completar el retrato trazado hasta ahora (Cuadro 5). En términos generales, destaca la mayor contribución de los cambios en las características (81,7 por 100) que los de los coeficientes (-41,7 por 100), junto al elevado peso de los factores no explicados por el modelo (-140,0 por 100). Este resultado no es, sin embargo, uniforme para todas las variables, invirtiéndose en la edad y el tipo de hogar. 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 5**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LN(Y) EN EFECTOS PRECIO Y CANTIDAD, 1980-2008**

	Coeficientes	Características
Edad	0,0006	-0,0033
Nivel de estudios	-0,0226	0,0240
Tipo de hogar	0,0027	-0,0003
Relación con la actividad del hogar	0,0074	0,0019
Tamaño del municipio	-0,0025	0,0006
Comunidad Autónoma	0,0010	0,0035
TOTAL	-0,0135	0,0264
Residuo	-0,0452	

Entre todos los resultados, en cualquier caso, 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 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 ochenta a convertirse –con la excepción del grupo con menor nivel educativo– en el menos igualitario de las diferentes categorías consideradas<sup>11</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 –y, por tanto, con menores salarios– a su cualificación. Estos problemas de sobrecualificación 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 existe un amplio trecho –y un amplio abanico de

<sup>11</sup> Los índices de Theil (c=1) para 2008 correspondientes a la primera etapa de educación secundaria, a la segunda etapa de secundaria y a la educación universitaria fueron, respectivamente, 0,111, 0,113 y 0,120.

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 muy 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 período que comprende la publicación de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1990 y 2008.

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 período es notablemente inferior a la de etapas anteriores. Las comparaciones realizadas están sujetas, en cualquier caso, a las necesarias cautelas que imponen las diferencias en las encuestas explotadas, 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 período 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 asociada 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. Si bien 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 negativas que puede tener para la desigualdad el aumento de las situaciones en las que todos los miembros se encuentran en desempleo o inactividad. En los próximos años, la ampliación del período objeto de estudio con la aparición de nuevas encuestas permitirá contar, sin duda, con una explicación más precisa del posible efecto de crecimiento de la desigualdad que puede haber tenido la generalización de estas últimas situaciones desde 2008.

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 períodos intermedios, tarea ya cubierta por investigaciones anteriores. A pesar de estos límites, la batería de resultados que ofrece este trabajo puede ayudar a la interpretación de las tendencias más a largo plazo de la desigualdad en la sociedad española. Un mejor conocimiento de estos cambios distributivos resulta, sin duda, necesario para la correcta valoración de los avances sociales logrados en este largo período.

**ANEXO**

**A.1.  
VALORES MEDIOS<sup>a</sup>**

	EPF 90-91		EPF 2008	
Edad	49,89	(13,79)	50,12	(14,63)
Nivel de estudios del SP				
Primaria o inferior	0,626	(0,484)	0,272	(0,445)
Secundaria primera etapa	0,151	(0,358)	0,297	(0,457)
Secundaria segunda etapa	0,128	(0,334)	0,175	(0,380)
Educación superior	0,095	(0,293)	0,255	(0,436)
Tipo de hogar				
Unipersonales	0,029	(0,169)	0,066	(0,249)
Monoparentales	0,007	(0,081)	0,010	(0,101)
Parejas sin niños	0,100	(0,300)	0,165	(0,371)
Parejas con niños	0,286	(0,452)	0,251	(0,434)
Otros hogares	0,578	(0,494)	0,506	(0,500)
Situación respecto a la actividad				
Todos inactivos o todos los activos parados	0,193	(0,395)	0,188	(0,391)
Todos los activos ocupados	0,668	(0,471)	0,678	(0,467)
Ocupados y parados	0,139	(0,346)	0,133	(0,340)
Tamaño del municipio				
<10000	0,254	(0,435)	0,210	(0,407)
10001 - 50000	0,234	(0,423)	0,252	(0,434)
50001 - 100000	0,093	(0,291)	0,129	(0,335)
>100000	0,419	(0,493)	0,409	(0,492)
Comunidad Autónoma				
Resto de CC.AA.	0,635	(0,481)	0,620	(0,485)
Baleares	0,017	(0,131)	0,023	(0,151)
Cataluña	0,153	(0,360)	0,159	(0,366)
Madrid	0,126	(0,332)	0,137	(0,344)
Navarra	0,013	(0,114)	0,013	(0,115)
País Vasco	0,055	(0,227)	0,047	(0,211)
Número de observaciones	72123		63122	

a Desviación típica entre paréntesis.





## BIBLIOGRAFÍA

- 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(13), 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(3), 771-799.
- ATKINSON, A. B. y PIKETTY, T. (eds.): *Top Incomes over the Twentieth Century: A Global Perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- 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*, 837, 117-138.
- BÁRCENA, E. y COWELL, F. A. (2006): "Static and Dynamic Poverty in Spain, 1993-2000", *Hacienda Pública Española* 179, 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 EGIDO, A. I. (2008): "Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain", *Economics of Education Review* 27, 332-341.
- CANTÓ, O.; DEL RÍO, C. y GRADÍN, C. (2003): "La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el período 1985-1995", *Hacienda Pública Española* 167-4, 87-119.
- COWELL, F. and FIORIO, C. (2009): "Inequality Decompositions? A Reconciliation," Working Papers 117, ECINEQ.
- CUTANDA, A. (2002): "La medición de la desigualdad a través de un modelo de elección intertemporal", *Hacienda Pública Española* 163-4, 93-120.
- FARRÉ, L. y VELLA, F. (2008): "Macroeconomic Conditions and the Distribution of Income in Spain," *Labour* 22, 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*, 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 sobreeducación en España", *Papeles de Economía Española* 119, 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(3), 361-78.
- GOERLICH, F. J. y VILLAR, A. (2009): "Desigualdad y bienestar en España y sus Comunidades Autónomas (1973-2003)", *Revista de Economía Aplicada* 50, 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*, 32 (2), 169-200.
- IZQUIERDO, M. y LACUESTA, A. (2006): "Wage Inequality in Spain: Recent Developments", Documento de Trabajo n.º 0615, Banco de España.
- JENKINS, S. P. (1995): "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86," *Economica*, vol. 62(245), 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(1), 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(1), 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(494), 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* 88, 67-88.
- (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* n.º 4770.
- PIJOAN-MAS, J. y SÁNCHEZ-MARCOS, V. (2010): "Spain is Different: Falling Trends of Inequality", *Review of Economic Dynamics*, 13, 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 : / *Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol.II. Madrid: Fundación Argentinaria.
- SHORROCKS (1982): "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica* 50(1), 193-211.
- 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*, n.º 589, OECD Publishing.
- VAN KERM, P. (2003): "Adaptive kernel density estimation," *Stata Journal*, 3(2), 148-156.
- YUN, M. S. (2006): "Earnings inequality in USA, 1969–99: comparing inequality using earnings equations", *Review of Income and Wealth* 52(1), 127-143.