

La renta de los hogares españoles en el preludio de la crisis^{* †}

Manuel Arellano y Olympia Bover

Enero 2013

1. Introducción

En este trabajo documentamos los cambios en la distribución de la renta de los hogares españoles en el periodo 2001-2007 utilizando datos individuales de la Encuesta Financiera de las Familias (EFF). Argumentamos que durante la VII y la VIII Legislaturas de España (2000-04 y 2004-08) se produjo un estancamiento de la renta de los hogares a pesar del crecimiento agregado de la economía. Durante este periodo también aumentó la desigualdad de la renta y disminuyó el tamaño de los hogares.

El análisis de la desigualdad en los estudios españoles se ha centrado bien en la desigualdad del gasto (Del Río y Ruiz-Castillo, 2001), bien en la rentas salariales, que son las magnitudes que se han podido analizar con ciertas garantías en las fuentes de datos disponibles hasta ahora. Por ejemplo, éste es el caso de Abadie (1997), que utiliza las encuestas de presupuestos familiares, y Bover, Bentolila y Arellano (2002), que utilizan datos de la Seguridad Social correspondientes a las postrimerías del siglo XX. Estudios que abarcan períodos más recientes incluyen Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010), Izquierdo y Lacuesta (2012) y Bonhomme y Hospido (2012a,b).

En este trabajo analizamos algunos de los resultados disponibles de la comparación entre las encuestas financieras de las familias de 2002 y 2005 en Bover (2008) y presentamos nuevos resultados que extienden la comparación hasta 2008. También presentamos nuevos resultados sobre la desigualdad de rentas salariales en la EFF que, por comparación, arrojan cierta luz sobre el papel de las rentas no salariales y la dinámica de la formación de los hogares en las tendencias en la desigualdad de la renta en los años previos al inicio de la crisis.

El resumen de los resultados es el siguiente:

- i) Se produce una caída significativa de las rentas media y mediana real de los hogares hasta 2004 seguida de un estancamiento hasta el final de la "economía de la burbuja inmobiliaria".

* Este artículo está dedicado a Julio Segura, a quien los autores están muy agradecidos por su apoyo y su ejemplo. Julio es un evento con probabilidad cero en su tiempo y condición: gran economista con profunda formación matemática y estadística autóctona que, guiándose por la fidelidad al rigor intelectual y pensando siempre por su cuenta, ha tenido una contribución extraordinaria a la academia y los asuntos públicos durante más de cuatro décadas. Gracias, Julio, por desafiar las leyes de la probabilidad.

† Agradecemos los comentarios de Samuel Bentolila, Stéphane Bonhomme, Laura Hospido y Rafael Repullo. El análisis y las conclusiones que aparecen en este trabajo son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con los del Banco de España.

- ii) La desigualdad de la renta aumenta hasta 2004 y remite parcialmente al final de la burbuja, excepto en el 1% extremo superior de la distribución de la renta medida por la curva de Lorenz.
- iii) El aumento de la desigualdad de la renta de las familias tiene lugar a la vez que se da una disminución de la desigualdad de las rentas salariales de los hombres entre 25 y 54 años.
- iv) Entre 2001-2004 y 2004-2007 se produce una reducción en la movilidad de la renta, especialmente en la parte baja de la distribución.

El propósito principal del trabajo es llamar la atención sobre estos resultados, que son importantes pero poco conocidos. Un propósito adicional es poner de relieve la utilidad de la EFF para el estudio de la distribución de la renta en España y su evolución en el tiempo. Esperamos que sirva para animar a futuras investigaciones sobre estas cuestiones.

2. La renta en la Encuesta Financiera de las Familias

La EFF ha sido llevada a cabo por el Banco de España cada tres años desde 2002. Los registros individuales anonimizados de las tres primeras encuestas están públicamente disponibles. La EFF se basa en una muestra representativa de los hogares españoles con un sobremuestreo pronunciado de los hogares más ricos. Es la única fuente estadística en España que contiene simultáneamente información sobre rentas, activos, deudas y gastos.¹

La EFF permite estudiar cómo la distribución de la renta de los hogares cambia en el tiempo. Dos características son importantes al respecto:

- i) Están disponibles medidas de la renta total de los hogares, esto es, no sólo se observan las rentas del trabajo sino también las pensiones, las transferencias, las prestaciones por desempleo o enfermedad y las rentas de los activos (alquileres, negocios, intereses, dividendos y plusvalías realizadas).
- ii) El sobremuestreo de los hogares ricos permite calcular medidas de desigualdad como coeficientes de Gini con suficiente precisión. En su ausencia, el porcentaje de renta en poder del 1% superior de la población calculado con una muestra del tamaño de la EFF (o del *Survey of Consumer Finances* de Estados Unidos) podría tener errores estándar de tamaño comparable a la desviación típica de estas magnitudes entre países.²

¹ Véanse Bover (2004, 2008a, 2011) sobre la metodología de la encuesta y las descripciones de resultados publicadas en el *Boletín Económico* del Banco de España en noviembre 2004, diciembre 2007 y diciembre 2010.

² Bover (2010) desarrolla un argumento similar en el caso de la desigualdad en las distribuciones de la riqueza de los hogares.

Con independencia de lo anterior, la EFF permite estudiar la dinámica de las distribuciones por el hecho de contar con una submuestra de hogares panel que son entrevistados en al menos dos encuestas sucesivas. Aquí es fundamental distinguir entre cambios en las distribuciones correspondientes a dos períodos distintos (para lo que el panel no es necesario) y la distribución de los cambios en las rentas individuales (que sólo se puede calcular para los hogares de la submuestra panel). Por ejemplo, para los hogares del panel se puede calcular el porcentaje cuya renta aumentó entre dos períodos. También es posible calcular la movilidad de la renta. Por ejemplo, se puede calcular qué proporción de hogares entre los que se encontraban en el cuartil inferior de renta en 2001 pasaron al segundo cuartil en 2004.

Un tercer aspecto central a la EFF es la adición sistemática de submuestras de refresco para preservar la representatividad en cada año de la encuesta. Esto es especialmente importante en períodos como el que nos ocupa en el que se producen cambios demográficos importantes. Estos cambios obedecen a la variación en el tamaño de los hogares por la formación de hogares más jóvenes, al aumento de las separaciones matrimoniales y de los hogares unipersonales y también a los movimientos migratorios. En este sentido, la comparación entre los cambios en las submuestras panel y las muestras totales permiten estudiar la influencia de los cambios en la estructura demográfica sobre las diferencias en las distribuciones en dos años consecutivos. Entre 2002 y 2005 se crearon en torno a 400.000 hogares anuales, un ritmo considerablemente superior al avance de la población.³

3. La evolución de la renta

Como medida de renta del hogar la EFF utiliza la renta bruta total del hogar, antes de impuestos, correspondientes al año natural anterior a la encuesta.

La renta del hogar mediano en la encuesta de 2002 es de 27.000 euros. La del 2005, 24.600 y la del 2008 es 25.800, con un error estándar de 500 euros en cada caso, lo que supone una caída del 9% seguida de un repunte del 5%. La renta media cae sistemáticamente desde la encuesta inicial: de 35.800 euros en 2002, a 33.700 en 2005 y 33.200 en 2008, aunque los errores estándar son algo más grandes, de 800 euros (Cuadro 1). La impresión general es de caída pronunciada seguida de estancamiento.⁴

Durante todo este período la economía española se mantuvo en fase de expansión con tasas de crecimiento del PIB entre el 3 y el 4 por ciento la mayor parte del tiempo hasta el brusco desplome de la actividad en 2008. Los resultados de la EFF muestran que esta expansión del tamaño de la economía no iba acompañada de una mejora en los ingresos de las familias sino más bien al contrario. A esta situación contribuyó sin duda el predominio de las actividades de baja productividad y los cambios en la composición de los hogares.

³ Véase Bover (2008b) para los detalles acerca de las características de la submuestra panel.

⁴ Todas las magnitudes en este trabajo están corregidas por inflación y se expresan en euros de diciembre de 2007.

El crecimiento de la renta agregada en la EFF durante este período es coherente en líneas generales con la de la renta bruta disponible de las familias en las cuentas nacionales (CN).⁵ No obstante, la renta total en la EFF2002 es un 9% menor que la de la contabilidad nacional, diferencia que se amplía hasta el 17% en 2008. Estudiar el origen de estas diferencias y de su variación en el tiempo es una cuestión interesante pero compleja que queda fuera de las posibilidades de este trabajo.

Cuadro 1. Renta de los hogares¹

Ola	Mediana	Media
EFF2002	27,0 (0,5) ²	35,8 (0,6)
EFF2005	24,6 (0,5)	33,7 (0,8)
EFF2008	25,8 (0,5)	33,2 (0,8)

Fuente: EFF, Banco de España.

¹ Renta Anual total durante el año anterior a la encuesta (es decir, 2001, 2004 y 2007). En miles de euros de diciembre de 2007.

² Errores estándar *bootstrap* entre paréntesis.

En la EFF se puede obtener una medida de renta per cápita dividiendo la renta agregada por el número de individuos en la población según la EFF. A su vez este denominador se obtiene sumando el número de individuos en cada hogar multiplicado por el correspondiente factor de elevación poblacional. La renta per cápita en la EFF se mantiene prácticamente estable (-0,6%).

Obsérvese que la tasa de crecimiento de la renta per cápita satisface la siguiente identidad:

$$\Delta \ln(\text{renta per cápita}) = \Delta \ln(\text{renta media hogares}) - \Delta \ln(\text{tamaño medio hogares}),$$

que en cifras corresponde a:

$$-0.006 = -0.057 - (-0.051).$$

⁵ En la EFF la renta agregada se obtiene sumando la renta de cada hogar multiplicada por el correspondiente factor de elevación poblacional.

Esto es, el estancamiento en la renta per cápita es el resultado de una disminución en la renta por hogar del 5,7% junto con una disminución del tamaño medio de los hogares de un 5,1%.⁶

La renta por hogar es un concepto importante, en la medida en que los miembros de un hogar comparten riesgos y disfrutan del consumo de bienes comunes tales como los servicios de vivienda o los equipamientos. En un análisis más pormenorizado sería posible obtener mediciones intermedias entre la renta per cápita y la renta por hogar utilizando escalas de equivalencia (Bover, 2008b).

4. La evolución de la desigualdad

La desigualdad de la renta medida como el ratio entre los percentiles 90 y 10 aumenta considerablemente entre 2001 y 2004 (la renta del hogar en el percentil 90 pasa de ser 7,5 veces la del hogar en el percentil 10 en 2001 a 9 veces en 2004) y decrece en los albores de la crisis pasando a 7,8 (Cuadro 2). Esto es cierto también para los ratios de la parte baja de la distribución (p50/p10) y de la parte alta (p90/p50), así como para el coeficiente de Gini.^{7 8}

Analizando con más detalle la evolución de los cambios en distintos puntos de la distribución se observa lo siguiente. Entre 2001 y 2004 las tasas de variación de los cuantiles en la parte baja de la distribución son más negativas que las de los cuantiles en la parte alta. Por el contrario, entre 2004 y 2007 las tasas de variación son positivas en la parte baja de la distribución y van disminuyendo progresivamente hasta convertirse en negativas en la parte alta.⁹

Por lo que respecta a la información proporcionada por los puntos de la curva de Lorenz en el Cuadro 2, se observa un comportamiento similar al de las medidas de desigualdad anteriores, excepto en la parte más alta de la distribución. Por ejemplo, el 5% de hogares que más tienen aumenta su participación en la renta total en más de 3,1 puntos entre 2001 y 2004 y pierden 1,7 en 2007. Sin embargo, la participación del 1% superior no deja de crecer hasta el final del período analizado.

El aumento de la desigualdad en la renta de los hogares asociado con cambios en las rentas altas se puede captar bien en la EFF debido a la atención especial que esta encuesta presta a los activos y a la parte alta de la distribución por la vía del sobremuestreo. Por ejemplo, si comparamos la media y la mediana de la renta entre la EFF y la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV, INE) en 2007, observamos que las

⁶ Utilizando el agregado de la CN y el número de personas de las EFF, la renta per cápita habría aumentado un 3,6%.

⁷ Los resultados de la EFF2005 se hicieron públicos en diciembre de 2007, pero el impacto público de los resultados sobre la renta fue escaso. Que sepamos tan sólo se hizo eco de ellos Guillem López Casanovas en dos artículos publicados en *La Vanguardia* y *El Periódico de Catalunya* en enero de 2008.

⁸ Como referencia, el ratio p90/p10 en el *Survey of Consumer Finances* de EE.UU. para la renta del hogar en 2006 es 11,4 (Smeeding y Thompson, 2010).

⁹ Las tasas de variación de los cuantiles 10, 25, 50, 75 y 90 son, respectivamente, -0,2, -0,16, -0,09, -0,09 y -0,06 en 2001-2004 y 0,08, 0,07, 0,05, -0,01 y -0,05 en 2004-2007.

medianas en ambas encuestas son muy similares mientras que la media de la EFF es 1500 euros más alta que la de la ECV. Esta situación refleja que, gracias al sobremuestreo, la EFF capta la cola derecha de la distribución de la renta en mayor medida que la ECV.

Como se dijo anteriormente, entre 2001 y 2007 el número de hogares aumentó significativamente y se redujo su tamaño. Sería interesante analizar la contribución de los cambios en el tamaño y otras características de los hogares a los cambios que se observan en la desigualdad.¹⁰

Cuadro 2. Evolución de la desigualdad de la renta de los hogares, 2001-2007

Renta del hogar	EFF 2002	EFF 2005	EFF 2008
p90/p10	7,53	8,96	7,80
p90/p50	2,60	2,68	2,42
p50/p10	2,90	3,34	3,22
Índice de Gini	0,416	0,454	0,422
% de la renta total			
1% superior	6,75	8,43	8,80
5% superior	19,56	22,68	21,00
10% superior	30,62	33,89	31,65

Bonhomme y Hospido (2012a) documentan la evolución de la desigualdad en las rentas salariales de 1988 a 2010 utilizando datos provenientes de los registros administrativos mensuales de la Seguridad Social. Observan que la desigualdad salarial de los hombres disminuyó durante el período expansivo 1997-2007, aumentando considerablemente durante la recesión. Los autores argumentan que esta evolución va asociada a la ciclicidad del empleo y de los salarios en la parte media-baja de la distribución.

Para ver hasta qué punto estos resultados se aprecian en la EFF hemos calculado medidas de desigualdad salarial para la población de hombres empleados por cuenta ajena entre 25 y 54 años. En la EFF hay dos medidas distintas de salarios. Por un lado, un salario mensual en el momento de la entrevista. Por otro, un salario anual en el año anterior a la entrevista, que es la base del componente de rentas salariales en la renta total de los hogares utilizada en este trabajo.

¹⁰ Bover (2010) estudia el impacto de la estructura de los hogares sobre las diferencias entre las distribuciones de la riqueza en España y EE.UU.

El Cuadro 3 contiene los resultados para el salario mensual, que no se ve afectado por la variación adicional en las rentas laborales atribuible a variaciones en los meses trabajados durante el año. Es además la medida más próxima a los salarios mensuales reflejados en los registros de la Seguridad Social, excepto por el hecho de que estos últimos sólo se observan si están incluidos en el intervalo de las bases de cotización.

Podemos ver que tanto el ratio p90/p10 como el coeficiente de Gini de la variable mensual de salario disminuyen entre 2002 y 2008 en consonancia con los resultados de Bonhomme y Hospido. El patrón se mantiene en la parte alta de la distribución (5% y 10%) excepto en el extremo superior (1%).

Cuadro 3. Evolución de la desigualdad de la renta, hombres empleados por cuenta ajena entre 25 y 54 años, 2002-2008

Salario mensual momento entrevista	EFF 2002	EFF 2005	EFF 2008
p90/p10	3,07	3,01	2,83
p90/p50	1,90	1,91	1,81
p50/p10	1,61	1,57	1,56
Índice de Gini	0,273	0,262	0,256
Porcentaje de la renta total del			
1% superior	4,40	4,59	4,86
5% superior	14,50	14,24	14,10
10% superior	23,66	22,66	22,74

5. Dinámica de la renta en los datos de las submuestras panel

El Cuadro 4 muestra los cambios en la renta mediana y media en dos submuestras panel para las EFF 2002-05 y 2005-08 cuya composición adulta no ha variado en los dos años de referencia ("panel estable").

La comparación con las cifras correspondientes para el panel estable (bajada de un 7,4 en la renta mediana) apunta a que alrededor de un 18% de la disminución observada en la renta mediana entre 2001 y 2004 podría atribuirse a cambios en la composición de los hogares.

Entre 2001 y 2004 al 58% de los hogares del panel les disminuyó su renta, mientras que entre 2004 y 2007 esta proporción fue 41%. Estas magnitudes longitudinales son interesantes porque se refieren a la frecuencia de cambios en variables individuales, no obstante la limitación inherente a ignorar cambios en la composición de la población de familias entre un año y otro (que solo se captan por la muestra de refresco).

Cuadro 4. Renta de los hogares del panel estable, EFF 2002-2005 y 2005-2008¹

Ola	Mediana	Media
EFF2002-EFF2005		
2001	27,1	36,9
2004	25,1	34,5
EFF2005-EFF2008		
2004	24,2	32,9
2007	27,3	34,5

¹ En miles de euros de diciembre de 2007.

El Cuadro 5 muestra las frecuencias relativas de transición entre años consecutivos por percentiles de renta. Por ejemplo, el 23,5% de los hogares en un percentil de renta entre 20 y 40 en 2001 pasan a un percentil inferior a 20 en 2004 (véase Bover 2008b para un análisis más pormenorizado por grupos de edad). El triángulo superior refleja movilidad hacia arriba y el triángulo inferior movilidad hacia abajo.

El aspecto más novedoso del Cuadro 5 reside en la comparación de las matrices de transición entre los dos subperiodos. En primer lugar, se observa que se reduce la movilidad en todos los estratos de renta (las frecuencias de la diagonal se vuelven más grandes). En segundo lugar la movilidad ascendente se vuelve menos frecuente, especialmente en los estratos inferiores de renta. Por ejemplo, es interesante comparar las frecuencias iniciales en la primera subdiagonal superior de las transiciones 2001-2004, 28,4 y 26,1, con las correspondientes frecuencias en 2004-2007, 20,1 y 22,3.

Cuadro 5. Probabilidades de transición para la distribución de la renta, por percentiles de renta (panel de hogares estables) (%)

TOTAL		Percentil de renta 2004 (EFF2005)					
Percentil de renta 2001 (EFF2002)	Menos de 20	Entre 20 y 40	Entre 40 y 60	Entre 60 y 80	Entre 80 y 90	Entre 90 y 100	Total
Menos de 20	58,4	28,4	8,5	3,6	1,0	0,1	100,0
Entre 20 y 40	23,5	34,1	26,1	12,6	2,0	1,7	100,0
Entre 40 y 60	10,8	22,9	31,6	20,3	7,7	6,6	100,0
Entre 60 y 80	5,0	9,9	23,6	36,1	15,0	10,4	100,0
Entre 80 y 90	1,9	7,7	12,8	32,7	23,6	21,3	100,0
Entre 90 y 100	2,6	2,1	7,3	21,9	24,9	41,2	100,0

TOTAL		Percentil de renta 2007 (EFF2008)					
Percentil de renta 2004 (EFF2005)	Menos de 20	Entre 20 y 40	Entre 40 y 60	Entre 60 y 80	Entre 80 y 90	Entre 90 y 100	Total
Menos de 20	68,2	20,1	7,9	2,8	0,7	0,1	100,0
Entre 20 y 40	22,6	40,9	22,3	11,4	2,2	0,6	100,0
Entre 40 y 60	6,3	25,7	33,5	24,9	5,3	4,3	100,0
Entre 60 y 80	2,0	9,1	25,0	39,7	14,9	9,4	100,0
Entre 80 y 90	0,7	5,8	14,0	25,8	31,1	22,6	100,0
Entre 90 y 100	0,7	2,9	7,9	17,0	22,4	49,0	100,0

La impresión visual de disminución de la movilidad es corroborada por el índice de Shorrocks, que pasa de 0,75 en el primer subperiodo a 0,68 en el segundo.¹¹

La conclusión de esta sección es que los últimos cuatro años de la economía española de la burbuja inmobiliaria parecen caracterizarse por una reducción en la movilidad de la renta respecto al cuatrienio anterior, especialmente en la parte baja de la distribución.

¹¹ El índice de movilidad de Shorrocks (1978) viene dado por $M=(n-\text{traza } P)/(n-1)$, donde P es la matriz de transición y n el número de estados, 6 en nuestro caso. Hay inmovilidad perfecta cuando $M=0$.

6. Comentario final

En esta nota hemos descrito la evolución de la distribución de la renta de los hogares españoles durante los siete años previos a la crisis. Desde entonces una buena parte de la actividad económica asociada con tales ingresos se ha desmoronado como un castillo de naipes. La comparación con la situación actual nos podría llevar a la tentación de recordar esos años con añoranza. Sin embargo, el estancamiento si no el retroceso de la prosperidad de los hogares que reflejan las estadísticas microeconómicas del “boom” nos deben alertar acerca de la estrecha relación entre las anomalías de entonces y las penurias de ahora.

Referencias

Abadie, A. (1997), “Changes in Spanish labor income structure during the 1980’s: a quantile regression approach”, *Investigaciones Económicas*, 21, 253-272.

Banco de España (2004), “Encuesta Financiera de las Familias (EFF): Descripción, métodos y resultados preliminares”, *Boletín Económico*, noviembre.

Banco de España (2007), “Encuesta Financiera de las Familias (EFF) 2005: Métodos, resultados y cambios entre 2002 y 2005”, *Boletín Económico*, diciembre.

Banco de España (2010), “Encuesta Financiera de las Familias (EFF) 2008: Métodos, resultados y cambios desde 2005”, *Boletín Económico*, diciembre.

Bonhomme, S., y L. Hospido (2012a), “The cycle of earnings inequality: Evidence from Spanish social security data”, IZA Discussion Paper 6669.

Bonhomme, S., y L. Hospido (2012b), “Earnings inequality in Spain: New evidence using tax data”, *Applied Economics*, en prensa.

Bover, O., S. Bentolila y M. Arellano (2002), “The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effects of skill, unemployment, and union power”, en D. Cohen, T. Piketty y G. Saint-Paul (eds.), *The Economics of Rising Inequalities*, Oxford University Press, 3-53.

Bover, O. (2004), “The Spanish Survey of Household Finances (EFF): Description and Methods of the 2002 Wave”, Banco de España Occasional Paper 0409.

Bover, O. (2008a), “The Spanish Survey of Household Finances (EFF): Description and methods of the 2005 wave”, Banco de España Occasional Paper 0803.

Bover, O. (2008b), “The dynamics of household income and wealth: Results from the panel of the Spanish Survey of Household Finances (EFF) 2002-2005”, Banco de España Occasional Paper 0810.

Bover, O. (2010), "Wealth inequality and household structure: US vs. Spain", *Review of Income and Wealth*, 56, 259-290.

Bover, O. (2011), "The Spanish Survey of Household Finances (EFF): Description and methods of the 2008 wave", Banco de España Occasional Paper 1103.

Del Río, C., y J. Ruiz-Castillo (2001), "Accounting for the decline in Spanish household expenditures inequality during the 1980s", *Spanish Economic Review*, 3, 151-175.

Izquierdo, M., y A. Lacuesta (2012), "The contribution of changes in employment composition and relative returns to the evolution of wage inequality: The case of Spain", *Journal of Population Economics*, 25, 511-543.

Pijoan-Mas, J., y V. Sanchez-Marcos (2010), "Spain is different: Falling trends of inequality", *Review of Economic Dynamics*, 13, 154-178.

Shorrocks, A.F. (1978), "The measurement of mobility", *Econometrica*, 46, 1013-1024.

Smeeding, T.M., y J.P. Thompson (2010), "Recent trends in the distribution of income: labor, wealth and more complete measures of well being", PERI WP 225.