

# LAS CONSECUENCIAS SOCIALES DE LA GRAN RECESIÓN EN ESPAÑA



**INVESTIGADOR**

JOSÉ IGNACIO ANTÓN PÉREZ

**DIRECTOR**

RAFAEL MUÑOZ DE BUSTILLO LLORENTE

MEMORIA DEL PROYECTO DE INVESTIGACIÓN  
CORRESPONDIENTE A LA CONVOCATORIA DE  
AYUDAS A LA INVESTIGACIÓN 2013

CONTENIDO DEL DOCUMENTO

RESUMEN .....	3
1. INTRODUCCIÓN .....	4
2. HECHOS ESTILIZADOS SOBRE LA CRISIS EN ESPAÑA.....	6
3. BASES DE DATOS.....	9
3.1. LA ENCUESTA DE POBLACIÓN ACTIVA .....	9
3.2. LA ENCUESTA DE CONDICIONES DE VIDA.....	9
3.3. LA ENCUESTA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES.....	11
4. EL DESEMPLEO DURANTE LA GRAN RECESIÓN .....	12
5. LA POBREZA DURANTE LA GRAN RECESIÓN EN ESPAÑA.....	19
5.1. LA POBREZA MONETARIA.....	19
5.2. LA POBREZA MULTIDIMENSIONAL.....	36
6. LA DESIGUALDAD DURANTE LA GRAN RECESIÓN EN ESPAÑA .....	42
6.1. LA EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y EL GASTO.....	42
6.2. POBREZA, DESIGUALDAD Y CRECIMIENTO .....	56
6.3. LA DESIGUALDAD FUNCIONAL DE LA RENTA.....	59
6.4. UNA EXPLORACIÓN PRELIMINAR DEL INCREMENTO DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO .....	60
7. UNA APROXIMACIÓN A LA VULNERABILIDAD DE LOS HOGARES ESPAÑOLES A LOS SHOCKS DE RENTA DURANTE LA GRAN RECESIÓN .....	67
8. CONCLUSIONES Y TEMAS DE FUTURA INVESTIGACIÓN .....	75
BIBLIOGRAFÍA .....	77

## **RESUMEN**

El presente trabajo aborda los efectos de la crisis económica que, desde el año 2008, sufre España en distintos ámbitos de la arena social: empleo y desempleo, pobreza, desigualdad y vulnerabilidad, poniéndose especial atención en cuáles son los colectivos de la población de nuestro país más afectados por la coyuntura recesiva. A partir de distintas fuentes de información estadísticas, la investigación realizada constata un fuerte crecimiento de la pobreza monetaria absoluta, tanto en términos de ingreso como de gasto en consumo, y de la pobreza multidimensional, mientras que la pobreza relativa experimenta, solamente, un leve incremento. En relación a la desigualdad, mientras que ésta se incrementa de forma relevante en materia de ingresos, la distribución del gasto apenas sufre cambios durante el periodo recesivo. Finalmente, se evidencia que los hogares de mayor tamaño y con mayores niveles educativos son aquéllos que han mostrado mayores niveles de resiliencia durante la crisis.

## **1. INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>**

El objetivo de esta memoria es la presentación de los resultados del trabajo realizado dentro del proyecto de investigación *Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*, que aborda el impacto de la crisis económica sobre las condiciones de vida en nuestro país. El presente documento persigue una doble finalidad. En primer lugar, trata de ofrecer al lector un panorama de la evolución de los indicadores sociales desde el año 2007 hasta la actualidad (o el momento más próximo en el tiempo que permiten los datos disponibles), construido con la máxima rigor y transparencia a partir de las herramientas que nos proporciona la Ciencia Económica. En segundo término, pretende sistematizar y complementar la información sobre las consecuencias sociales de la crisis. En la actualidad, los medios de comunicación ofrecen diariamente al lector una pléyade de datos, análisis y, en algunos casos, informaciones que no gozan del rigor deseable, que, en ocasiones, puede incluir imprecisiones y llevar a equívocos relevantes. Este trabajo, proporcionando una perspectiva académica sobre la evolución de las principales medidas de exclusión social y desigualdad, construidas a partir de datos de carácter primario, pretende dotar al debate de mayores dosis de rigor. Sólo a partir de un panorama construido de forma transparente y siguiendo los estándares académicos más exigentes será posible diseñar los mecanismos pertinentes para paliar las consecuencias sociales de la actual crisis económica, abordando las situaciones más precarias y concentrando los esfuerzos en los colectivos más vulnerables. Asimismo, esto posibilitará, en futuras ocasiones, poner en funcionamiento mecanismos que prevengan o limiten los efectos negativos del ciclo económico sobre los grupos de población más vulnerables, tareas que, indudablemente, redundarán en un mayor bienestar social en nuestro país.

La presente avance de investigación se divide en siete apartados que complementan a esta introducción. En el primero de ellos, se presentan los principales hechos estilizados que tienen que ver con el desarrollo de la crisis y sus implicaciones en términos sociales, cuestiones que, aunque conocidas de forma amplia, resulta absolutamente pertinente plantear antes de realizar un análisis exhaustivo de los indicadores sociales. La segunda sección presenta de forma pormenorizada las bases de datos utilizadas en la elaboración de este trabajo, prestando especial atención a sus

---

<sup>1</sup> El autor agradece la financiación recibida de la Fundación Banco Herrero para la realización de este trabajo, sin la cual no hubiese sido posible.

fortalezas y limitaciones. Mientras que el cuarto apartado aborda la evolución del mercado de trabajo durante los años de la crisis, la quinta sección de la memoria se dedica al análisis de la pobreza monetaria y no monetaria, unidimensional y multidimensional y la sexta, la evolución de desigualdad. El séptimo apartado proporciona una perspectiva longitudinal, abordando qué hogares han sido más vulnerables durante los años de Gran Recesión en España. Por último, se resumen las principales conclusiones que pueden extraerse hasta el momento y se discuten las futuras líneas de investigación vinculadas a este proyecto.

## **2. HECHOS ESTILIZADOS SOBRE LA CRISIS EN ESPAÑA**

El inicio de la crisis económica actual, de carácter global, suele fecharse en agosto de 2007, cuando los primeros problemas de liquidez comenzaron a manifestarse en el sector bancario, fundamentalmente en el mercado de capitales estadounidense. La posterior sucesión de los hechos es bien conocida: estas circunstancias desembocaron en una crisis financiera y bancaria que terminó afectando gravemente al sector real. En el último trimestre de 2007, la economía estadounidense comenzó a sentir las consecuencias negativas de las turbulencias en el mundo financiero. Desde esas fechas, aunque con un impacto muy diferente, tanto en términos de producción como de empleo, la mayor parte de las economías de la Organización para la Co-operación y el Desarrollo Económico (OCDE) han experimentado magras y, a menudo, nulas o incluso negativas, cifras de crecimiento económico. Como es bien conocido, España no pudo escapar a la tempestad bancaria y financiera. Aunque el sistema bancario español se encontraba relativamente poco expuesto a las hipotecas *subprime* estadounidenses, la crisis global en el sector financiero a nivel global sirvió como detonante de la propia crisis nacional, con características propias vinculadas al peso del sector de la construcción en la economía nacional –este sector absorbía aproximadamente el doble de empleo y contribuía el doble al PIB que en el resto de la UE- y del gigantesco endeudamiento privado, fenómenos alimentados por una política monetaria excesivamente laxa –sin precedentes en España- que desataron un torrente de crédito de fácil acceso. El contagio del pánico bancario en otras partes de Europa y en Estados Unidos aparejó la aparición de restricciones en materia de financiación para banca nacional y, rápidamente, para la totalidad de sectores de la economía. La cronología de los hechos posteriores no resultará ajena a ningún lector informado: caídas moderadas del PIB que traen asociados volúmenes de destrucción de empleo extraordinariamente elevados, al concentrarse en el sector de la construcción y bancario y sus industrias y subsectores de servicios auxiliares. La Gran Recesión desencadena una crisis fiscal inexistente antes del 2007, que culmina en niveles de deuda pública sin precedentes (que hoy se sitúan cerca del 100% del PIB), que, junto con el estancamiento económico de nuestros principales socios comerciales y la falta de intervenciones decididas desde

el ámbito europeo, ha venido encorsetando extraordinariamente las posibilidades de realizar políticas anticíclicas en España.<sup>2</sup>

Las principales cifras macroeconómicas son elocuentes respecto a la profundidad y cronología de la crisis en España. Como se recoge en la Tabla 1, el año 2008 marca el comienzo de la recesión en España, con efectos absolutamente devastadores sobre el mercado laboral, puesto que en apenas dos años (2007-2009) se pierden más de un millón y medio de puestos de empleos, con un caída de más de 5 puntos de la tasa de empleo y un incremento de la tasa de paro de casi 10 puntos porcentuales. Aunque la crisis ha seguido golpeando la economía nacional, con diferentes niveles de intensidad, en los años sucesivos, el resultado provisional a finales de 2013 refleja una caída del PIB per cápita del 7,9%, una tasa de desempleo situada en el 26,1%, una tasa de empleo más 10 puntos inferior a sus niveles antes de la crisis y un mercado laboral que emplea a más de 3 millones de personas menos. En particular, España fue el país de la Unión Europea donde la elasticidad del empleo respecto al PIB –definida como el cociente de la variación porcentual de la población empleada y el cambio porcentual del PIB- fue más elevada, lo que se tradujo en los actuales niveles de desocupación (Muñoz de Bustillo y Antón, 2011). Estas desfavorables circunstancias, con alta probabilidad, han afectado -y continúan haciéndolo- a los niveles de vida de los hogares españoles. De acuerdo con la evidencia empírica disponible, en promedio, los ingresos de la población en los estratos de renta más bajos están asociados positivamente a la evolución del PIB per cápita (Ravallion, 1995 y 2001, Dollar y Kray, 2002). Asimismo, de acuerdo con Atkinson y Morelli (2011), aunque no es posible establecer un patrón claro, es relativamente frecuente que las diferencias de ingresos se ensanchen tras las crisis financieras. Determinar la medida y profundidad de este impacto es la principal tarea propuesta en este proyecto de investigación. Asimismo, como se muestra a lo largo de este documento, los efectos negativos de la crisis no han afectado por igual a todos los colectivos, sino que algunos grupos de población han experimentado mucho mayores *shocks* económicos que otros.

---

<sup>2</sup> Sobre la actuación del sector público durante la crisis económica y sus efectos sobre el mismo véase, por ejemplo, Muñoz de Bustillo y Antón (2013).

## *Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 1. Evolución del PIB per cápita, las tasas de empleo y desempleo y el volumen de empleo en España (2003-2013)

	PIB per cápita (€a precios de 2005)	Tasa de desempleo (%)	Tasa de empleo de 15 a 64 años (%)	Empleo (miles de personas)
2003	20.239	11,5	59,8	17.188
2004	20.562	11,0	61,1	17.861
2005	20.952	9,2	63,3	18.834
2006	21.475	8,5	64,8	19.600
2007	21.823	8,2	65,6	20.211
2008	21.670	11,3	64,3	20.103
2009	20.706	17,9	59,8	18.736
2010	20.576	19,9	58,6	18.304
2011	20.638	21,4	57,7	17.953
2012	20.329	24,8	55,4	17.124
2013	20.100	26,1	54,4	16.610

Nota: los datos de desempleo y empleo se refieren a magnitudes medias anuales.

Fuente: elaboración propia a partir de información de Eurostat.



### **3. BASES DE DATOS**

#### **3.1. LA ENCUESTA DE POBLACIÓN ACTIVA**

La Encuesta de Población Activa (EPA) representa el principal instrumento de medición de las magnitudes relativas al mercado de trabajo y la fuente de las estadísticas oficiales sobre empleo y desempleo en nuestro país. Elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde 1964, cuenta, en la actualidad, con un carácter trimestral y, siguiendo un muestreo estratificado y bietápico, reúne unos estándares de calidad similares a las encuestas laborales que llevan a cabo los países de nuestro entorno (INE, 2008). En particular, en este trabajo se utilizan los micro-datos de la encuesta correspondientes a los segundos trimestres de 2007 y 2013, respectivamente. Como es habitual en este tipo de trabajos, se escoge el segundo trimestre para minimizar los problemas de estacionalidad y la muestra correspondiente al año 2013 corresponde al último de los segundos trimestres disponibles. Cada una de las olas trimestrales de la EPA contiene más de 30.000 hogares y 150.000 personas.

#### **3.2. LA ENCUESTA DE CONDICIONES DE VIDA**

La principal fuente primaria para la medición de la exclusión social y la evolución de la pobreza y la desigualdad en España es la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV). Se trata de una encuesta anual que se lleva a cabo cada año a una muestra representativa de alrededor de 10.000 hogares españoles por parte del INE y que recoge información detallada acerca de las características sociales, laborales, económicas y demográficas de las familias españolas y de sus miembros (INE, 2013). Se trata de que proceden los datos oficiales de pobreza que ofrece tanto la Unión Europea (UE) como el Instituto Nacional de Estadística. La recopilación de estos datos y las dimensiones consideradas corresponde al mandato de la Unión Europea, que, través de su agencia estadística Eurostat, ofrece dicha información bajo el nombre de *European Union Statistics on Living Conditions* (EU-SILC).<sup>3</sup> Esta base de datos se extiende desde el año 2004 hasta la actualidad, siendo el año 2012 el último periodo para el cual se encuentran disponibles los micro-datos de la encuesta. Uno de los principales objetivos de la ECV es la medición de los ingresos del hogar. Afortunadamente, tras las últimas

---

<sup>3</sup> Mientras que algunos países ofrecen la información contenida en el EU-SILC a partir de otras bases de datos nacionales más detalladas (por ejemplo, registros administrativos), en el caso español, la realización de la ECV es consecuencia directa del mandato comunitario.

actualizaciones y depuraciones de las bases de datos llevadas a cabo por el INE a principios de 2014, la información de la encuesta disponible para los investigadores incluye la renta del hogar -tanto en términos brutos como netos-, junto con una estimación del alquiler hipotético correspondiente a las viviendas en propiedad. En principio, los ingresos que incluyen el concepto de alquiler imputado resultan más apropiados para acercarse al poder adquisitivo de los hogares. Es pertinente recordar que las principales variables relacionadas con la renta del hogar se refieren al año inmediatamente anterior a la encuesta. De esta forma, no sólo es necesario redefinir algunas variables de interés (tales como la situación de actividad y laboral en el año previo, a la que el investigador debe aproximarse a través del calendario, por meses, de actividades desarrolladas en el año anterior), sino que es necesario considerar explícitamente que la estimación de los principales indicadores de pobreza y desigualdad se refieren al año anterior al de la implementación de cada ECV. De este modo, se cuenta, por lo tanto, con información desde 2003 hasta 2011. Dado que las características de los hogares y sus miembros se recogen con mayor detalle en la ECV que en otras bases de datos alternativas, ésta será también la fuente empleada para realizar una aproximación a la pobreza multidimensional en España.

Aunque el principal objetivo de la ECV es el estudio de las condiciones de vida año a año a través de una muestra de hogares de carácter transversal, también incluye un componente longitudinal. En concreto, la ECV se trata de un panel rotante, en el que una cuarta parte de cada muestra anual es renovada cada año, de forma que es posible seguir a un hogar durante un máximo de 4 años consecutivos. De esta forma, en este trabajo, además de analizar los datos de corte transversal de 9 años de la ECV, se procede también a considerar el panel longitudinal 2008-2011 (que corresponde a los ingresos de 2007 a 2010). Se considera esta muestra en lugar de la, ya disponible, 2009-2012, puesto que la caída de ingresos fue mayor en el primer periodo (5% de caída del PIB per cápita frente a 4,8%) y parece más conveniente e interesante, a priori, el analizar la vulnerabilidad de los hogares en el justo momento de inicio de la crisis. Aproximadamente, los paneles de 4 años contienen información sobre unos 2.500 hogares y más de 10.000 individuos mayores de 16 años.

### **3.3. LA ENCUESTA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES**

Se trata de una encuesta relativamente reciente y que apenas ha sido utilizada en la investigación académica, con la notable excepción de Adiego y Ayala (2013). Se trata de una encuesta de carácter anual y muestreo estratificado y bietápico elaborada por el INE desde el año 2006, siendo 2012 el último año para el que esta encuesta se encuentra disponible al momento de redactar este trabajo. El objetivo prioritario de esta base de datos es recabar información de carácter anual sobre gasto y cantidades de consumo, utilizada, fundamentalmente, para computar las ponderaciones de los distintos productos en el cálculo del Índice de Precios al Consumo (IPC). La base de datos permite a los investigadores abordar, también, otros objetivos secundarios relacionados otras variables socio-económicas referidas hogar (INE, 2006). La Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) incluye, en cada muestra anual, aproximadamente, 20.000 hogares. Asimismo, es reseñable que la EPF es un panel rotatorio, con la mitad de la muestra renovada cada año. Sin embargo, aunque es técnicamente posible, por tanto, configurar un panel de 2 años con la mitad de cada muestra anual, las bases de datos longitudinales no se han puesto a disposición de los investigadores hasta el momento. Por ello, el análisis longitudinal se circunscribe a la ECV.

Existe un último aspecto que afecta a las 3 bases de datos descritas en páginas anteriores y es necesario mencionar: en los primeros meses del año 2014, se han reponderado las observaciones de las encuestas mencionadas a partir de la información censal de 2011, que acaba de ser procesada y puesta a disposición de público e investigadores. Las ponderaciones probabilísticas vigentes hasta la fecha y proporcionadas a los investigadores respondían a las proyecciones intercensales de la población española a partir del censo de 2011. Obviamente, estas ponderaciones se habían quedado obsoletas. Esta circunstancia obligó a rehacer parte del trabajo realizado en las últimas semanas de trabajo.<sup>4</sup>

---

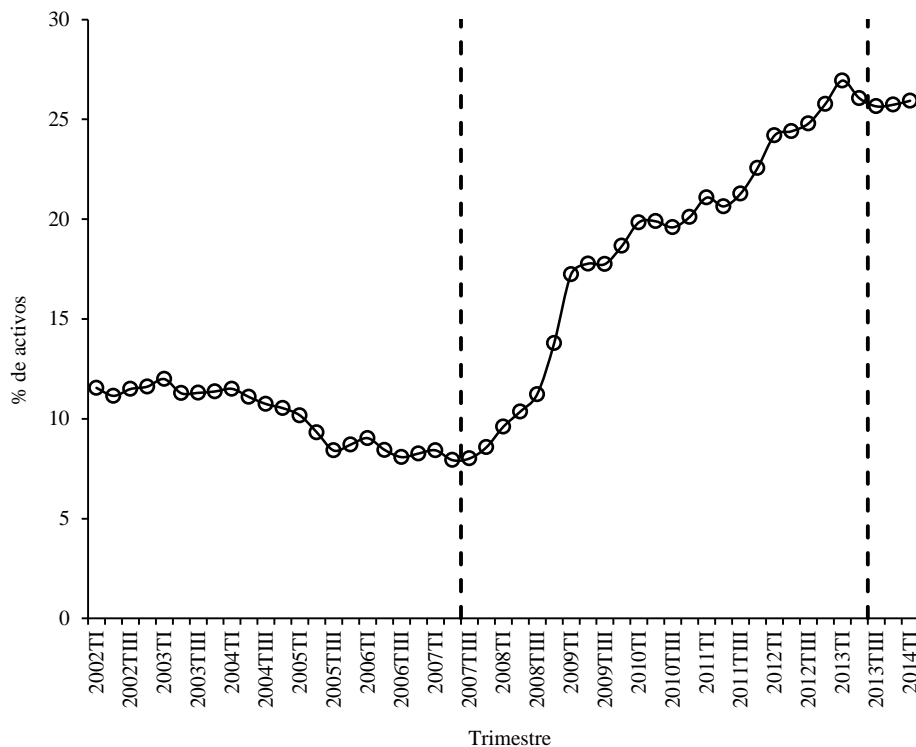
<sup>4</sup> Las ponderaciones o pesos probabilísticos se incorporan a la encuesta porque, en las bases de datos utilizadas, no todos los hogares tienen la misma probabilidad de muestreo y debido a la falta de respuesta de algunos hogares. Estas ponderaciones tienen como objetivo el proporcionar estimadores puntuales para los parámetros de interés en la población de referencia (no en la muestra). Con la información del Censo 2011, la población de referencia estimada en las proyecciones demográficas intercensales cambió, de forma que, lógicamente, debían cambiar los estimadores que permitían elevar los resultados obtenidos con la muestra a la población total.

#### **4. EL DESEMPLEO DURANTE LA GRAN RECESIÓN**

Existen múltiples estudios que abordan la crisis económica en España de forma específica o dentro del contexto europeo, como los Muñoz de Bustillo y Antón (2011), Colectivo Ioé (2013), Álvarez *et al.* (2013), García-Serrano y Arranz (2013), Permanyer y Treviño (2013) y Trivico (2013), entre otros muchos. El objetivo de este apartado consiste en determinar qué segmentos de la población residente en España han experimentado un cambio en su situación laboral que diverge, tanto en términos positivos como negativos, de la coyuntura promedio del mercado laboral. En este sentido, se persigue determinar qué grupos de la población han sufrido, *ceteris paribus*, una reducción de la probabilidad de empleo o un incremento del riesgo de desempleo asociado a la crisis económica de una entidad superior al que ha golpeado a otros colectivos de la sociedad. Dicho de otro modo, ¿ha tenido la crisis un efecto diferencial en términos laborales sobre determinados segmentos, como mujeres, jóvenes o inmigrantes?

Para responder a esta pregunta, en primer lugar, se realiza un análisis descriptivo a partir de los datos del segundo trimestre de 2007 (antes del comienzo del inicio de la crisis en términos de tasa de desempleo) y 2013 (último segundo trimestre disponible y que, además, coincide aproximadamente con el momento en el que la tasa de paro toca techo en nuestro país). Dicho periodo se encuentra indicado, entre dos líneas verticales discontinuas, en la figura 1 que se muestra a continuación.

Figura 1. Evolución de la tasa de desempleo en España (1<sup>er</sup> trimestre de 2002-1<sup>er</sup> trimestre de 2014)



Fuente: elaboración propia a partir de la datos del INE.

En la tabla 2 se muestra la evolución de las tasas de empleo y desempleo de las personas entre 16 y 59 años atendiendo a las siguientes características socio-económicas: sexo, edad, nacionalidad, nivel educativo, presencia de niños en el hogar y tamaño del hogar. Se constata que, mientras que la tasa de empleo y desempleo totales descienden y ascienden 12 y 18,5 puntos, respectivamente, la crisis no tiene el mismo impacto laboral sobre todos los grupos considerados. Así, por ejemplo, puede destacarse que, de acuerdo con los resultados de la tabla, el efecto negativo resulta más relevante en el caso de los hombres, los jóvenes, los inmigrantes, las personas con bajos niveles educativos y los individuos que viven en los hogares de mayor tamaño.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 2. Cambio en las tasas de empleo y desempleo a lo largo de la crisis en España (2007 y 2013)

	Tasa de empleo (% de población entre 16 y 59 años)			Tasa de desempleo (% de activos entre 16 y 59 años)		
	Año 2007	Año 2013	Diferencia	Año 2007	Año 2013	Diferencia
Total	69,7	57,7	-12,0	8,1	26,5	18,5
Sexo						
Hombres	80,1	62,0	-18,1	6,2	26,0	19,7
Mujeres	59,0	53,3	-5,6	10,5	27,2	16,7
Edad						
16-29 años	58,9	34,1	-24,8	12,5	42,9	30,4
30-44 años	79,6	68,7	-10,9	6,8	23,4	16,6
45-59 años	67,1	61,7	-5,4	6,1	21,9	15,8
Nacionalidad						
Nacionalidad española	69,5	58,7	-10,9	7,4	25,2	17,8
Nacionalidad extranjera	70,8	51,3	-19,5	11,8	35,3	23,4
Nivel educativo						
Estudios elementales	53,9	35,4	-18,5	11,6	43,1	31,4
Estudios básicos	65,5	49,7	-15,8	9,6	33,8	24,2
Estudios medios	69,5	56,0	-13,5	8,1	26,6	18,5
Estudios superiores	84,4	75,8	-8,7	5,1	16,1	10,9
Presencia de niños (menores de 16 años) en el hogar						
No	69,1	56,2	-13,0	8,2	26,7	18,5
Sí	70,6	60,1	-10,5	7,9	26,3	18,4
Tamaño del hogar						
Hogar de 3 ó menos miembros	73,7	61,8	-12,0	7,4	24,5	17,1
Hogar de 4 ó más miembros	65,7	52,6	-13,1	8,9	29,4	20,6

Fuente: elaboración propia a partir de la EPA.

En segundo lugar, se procede con un sencillo ejercicio econométrico, a fin de determinar si las correlaciones mostradas anteriormente se mantienen o cambian cuando se controla por el efecto de terceras variables. Para ello, se plantea una estrategia muy similar a la empleada por Hoynes *et al.* (2013) para Estados Unidos y que sigue el

planteamiento de Glewwe y Hall (1998) en su estudio de la vulnerabilidad de diferentes grupos sociales a los *shocks* macroeconómicos.<sup>5</sup> Para ello se estiman las dos ecuaciones siguientes a través de un modelo de probabilidad lineal (MPL), esto es, Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):<sup>6</sup>

$$y_{i2007} = \alpha_{2007} + x'_{i2007}\beta_{2007} + \varepsilon_{i2007}$$
$$y_{i2013} = \alpha_{2013} + x'_{i2013}\beta_{2013} + \varepsilon_{i2013}$$

[1]

donde  $y$  es la variable de interés (encontrarse empleado o desempleado),  $x$  es un vector de características observables de los individuos y los hogares y  $\varepsilon$  es una perturbación aleatoria con esperanza cero. El vector  $x$  incluye las variables recogidas en la tabla anterior más variables ficticias regionales, con una función de control. La diferencia entre los coeficientes estimados para las constantes en cada año ( $\alpha_{2013} - \alpha_{2007}$ ) proporciona el cambio promedio en la variable laboral de interés para una categoría base. Esta categoría base depende de las variables introducidas y, en este caso, corresponde a un hombre de 30-44, nacionalidad española, estudios elementales, que vive solo en un hogar sin niños menores de 16 años y que reside en Andalucía. Las desviaciones respecto a la categoría base en cada regresión vienen dadas por los estimadores de  $\beta$ . De este modo,  $\beta_{2013} - \beta_{2007}$  informa del efecto de la crisis en la situación laboral de un determinado grupo de la sociedad, *ceteris paribus*, respecto al cambio experimentado por la categoría base. De esta forma, tenemos un indicador de la vulnerabilidad en términos laborales a la crisis de distintos grupos sociales.

Así, en las tablas 3 y 4, se recogen los estimadores de un MPL con errores robustos a la heteroscedasticidad de las ecuaciones anteriores de las probabilidades de empleo y desempleo en 2007 y 2013, respectivamente, así como la diferencia entre ambos estimadores, que, como se ha indicado, nos recoge el impacto diferencial promedio de la crisis en cada uno de los grupos de población considerados, manteniéndose el resto de variables constantes. Los resultados de los modelos

---

<sup>5</sup> De forma simultánea a la realización de este proyecto, Álvarez *et al.* (2013) llevan a cabo un análisis del impacto laboral de la crisis que comparte algunos rasgos con el que aquí se presenta.

<sup>6</sup> Para la finalidad del ejercicio, resulta más intuitivo la estimación de estos modelos con un MPL, que proporciona un efecto promedio de cada variable, que un modelo *logit* o *probit*, que, bajo el cumplimiento de determinados supuestos sobre la forma funcional de la perturbación, pueden ofrecer estimaciones más eficientes (menor error estándar). No obstante, además, como señalan Angrist y Pischke (2009), el MPL es más robusto, puesto que los requerimientos para la consistencia de los estimadores son mucho menos exigentes: únicamente se requiere la ausencia de variables omitidas, sin requerimientos sobre la forma funcional del término de error.

multivariantes son aun más claros que los presentados en el análisis descriptivo. En términos de tasa de empleo (tabla 3), las mujeres experimentan un menor decrecimiento de su probabilidad de empleo que los hombres (en particular, casi 12 puntos porcentuales). Asimismo, los jóvenes son el colectivo que peor desempeño experimenta (9 puntos porcentuales menos en su probabilidad de empleo que la categoría base), mientras que los trabajadores de 45 ó más años son el colectivo etario menos golpeado en términos relativos. Los inmigrantes, que antes de la crisis tenían una mayor probabilidad de empleo (aunque también de desempleo), también transitan durante este turbulento periodo peor que la categoría base (más de 6 puntos). El nivel de estudios también tiene influencia en la vulnerabilidad en términos de empleo; así, la posesión de educación básica, media o superior supone que el efecto negativo de la crisis es 1, 4,3 y 6,1 puntos menor que en el caso de los individuos con estudios elementales. Mientras que las personas que viven en hogares más grandes experimentan mayores caídas de la probabilidad de empleo, *ceteris paribus*, las personas en hogares con mayor número de niños parecen mantener una mayor probabilidad de empleo.

En el caso de la probabilidad de desempleo (tabla 4), los resultados son, exactamente los opuestos, siendo el efecto de todas las variables significativamente distinto de cero y pudiéndose, por ello, realizar una interpretación de la entidad de los coeficientes en términos de puntos porcentuales análoga a la del caso del empleo. Debe destacarse, fundamentalmente, que el efecto en términos de tasa de desempleo es de mucha menor entidad que en el caso del empleo en el caso de las mujeres y los inmigrantes.



*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 3. Análisis de los determinantes de la probabilidad de empleo en 2007 y 2013 en España y diferencia entre los coeficientes estimados

	Año 2007			Año 2013			Diferencia		
	Coefficiente	Error estándar robusto		Coefficiente	Error estándar robusto		Diferencia	Error estándar	
Mujer	-0,216	0,003	***	-0,099	0,004	***	0,117	0,005	***
Edad 16-29 años	-0,177	0,005	***	-0,271	0,006	***	-0,093	0,007	***
Edad 45-59 años	-0,059	0,004	***	-0,008	0,005	*	0,051	0,006	***
Nacionalidad extranjera	0,029	0,007	***	-0,035	0,008	***	-0,064	0,010	***
Estudios básicos	0,123	0,005	***	0,133	0,006	***	0,010	0,008	***
Estudios medios	0,159	0,006	***	0,202	0,007	***	0,043	0,009	***
Estudios elementales	0,292	0,005	***	0,353	0,007	***	0,061	0,009	***
Tamaño del hogar	-0,019	0,002	***	-0,031	0,002	***	-0,012	0,003	***
Número de niños en el hogar	0,005	0,003	**	0,032	0,003	***	0,027	0,004	***
Constante	0,724	0,008	***	0,513	0,009	***	-0,211	0,012	***
Observaciones	99.647			99.145					
R <sup>2</sup>	0,15			0,16					

\*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%

Notas: el MPL también incluye variables ficticias regionales, no mostradas en la tabla; la variable tamaño del hogar recoge el número de miembros además del individuo; la categoría base, por tanto, está conformada por un hombre de 30 a 44 años, español, con estudios elementales y que vive solo en un hogar sin niños.

Fuente: elaboración propia a partir de la EPA.

El patrón de resultados obtenido se explica porque la caída de la actividad económica ha sido mayor en sectores en los que los hombres y los inmigrantes (sobre todo los varones) se encontraban sobre-representados, tales como actividades manufactureras y construcción. Las mujeres se emplean, fundamentalmente, en el sector servicios, muy especialmente en educación y salud –que, al ser actividades donde el sector público ocupa un importante rol, han sido menos golpeadas por la crisis, pese a los recortes (Muñoz de Bustillo y Antón, 2013 y 2014)- y, en el caso de las mujeres inmigrantes en servicios de baja productividad, generalmente no expuestos a la competencia exterior (tales como el sector del cuidado de personas o el trabajo doméstico).

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 4. Análisis de los determinantes de la probabilidad de desempleo en 2007 y 2013 en España y diferencia entre los coeficientes estimados

	Año 2007			Año 2013			Diferencia		
	Coefficiente	Error estándar robusto		Coefficiente	Error estándar robusto		Diferencia	Error estándar	
Mujer	0,047	0,003	***	0,026	0,004	***	-0,021	0,005	***
Edad 16-29 años	0,047	0,004	***	0,155	0,006	***	0,107	0,007	***
Edad 45-59 años	-0,016	0,003	***	-0,046	0,005	***	-0,030	0,006	***
Nacionalidad extranjera	0,038	0,005	***	0,068	0,008	***	0,030	0,010	***
Estudios básicos	-0,027	0,005	***	-0,082	0,008	***	-0,055	0,009	***
Estudios medios	-0,046	0,005	***	-0,151	0,008	***	-0,105	0,010	***
Estudios elementales	-0,069	0,005	***	-0,237	0,008	***	-0,167	0,009	***
Tamaño del hogar	0,005	0,001	***	0,022	0,002	***	0,017	0,002	***
Número de niños en el hogar	-0,005	0,002	**	-0,020	0,003	***	-0,015	0,004	***
Constante	0,113	0,007	***	0,398	0,011	***	0,286	0,013	***
Observaciones	72.858			75.261					
R <sup>2</sup>	0,34			0,09					

\*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%

Notas: el MPL también incluye variables ficticias regionales, no mostradas en la tabla; la variable tamaño del hogar recoge el número de miembros además del individuo; la categoría base, por tanto, está conformada por un hombre de 30 a 44 años, español, con estudios elementales y que vive solo en un hogar sin niños.

Fuente: elaboración propia a partir de la EPA.

## **5. LA POBREZA DURANTE LA GRAN RECESIÓN EN ESPAÑA**

### **5.1. LA POBREZA MONETARIA**

Como es sabido, la medición de la privación experimentada por la población puede abordarse a través de indicadores unidimensional, normalmente, monetarios (basados en la renta, el consumo o la riqueza) tanto multidimensionales, que incorporan otros aspectos adicionales a los puramente monetarios.

En relación al primer enfoque, existen dos posibles aproximaciones, las medidas absolutas y relativas de pobreza.<sup>7</sup> El enfoque absoluto se traduce en determinar un umbral monetario que permita satisfacer las necesidades básicas de los individuos. Normalmente, la operacionalización de este método consiste en definir un conjunto de bienes y servicios que razonablemente permiten abordar dichas necesidades vitales y valorar esa canasta de consumo para determinar la línea de pobreza. Dado que esas necesidades, en principio, no varían a lo largo del tiempo, el estudio de la evolución de la pobreza absoluta requiere únicamente una actualización de la línea de pobreza de acuerdo a la variación experimentada por los precios que forman parte de la canasta (aunque una aproximación frecuente, por su economía en términos de información estadística, consiste en actualizar la línea de pobreza absoluta calculada en un momento puntual de acuerdo a la evolución general de los precios).

Por su parte, en el enfoque relativo el umbral de la pobreza se fija en función del estándar de vida medio o mediano del país (Townsend, 1979). El principal argumento a favor de esta aproximación radica en que los estándares de vida mínimos aceptables en una sociedad deben ensancharse a medida que se incrementa el desarrollo económico del país. De este modo, sería razonable determinar unas mayores necesidades mínimas en una sociedad con un alto nivel de desarrollo humano que en un colectivo cuyos miembros se sitúan en el límite de la subsistencia o requerir unos mínimos mayores en el medida que aumentan los del país en su conjunto.

Con la notable excepción de Estados Unidos, la mayor parte de países desarrollados, desde las instituciones y organismos responsables en cada caso, ofrecen cifras oficiales de pobreza desde esta segunda perspectiva. El caso más destacado es el de la Unión Europea –que, por ende, incluye a España-, que articula la medición de la

---

<sup>7</sup> Para una discusión sobre la aplicación de estos enfoques centrada en el contexto europeo, véase Atkinson (1998).

pobreza en el continente a través de la consideración de un umbral mínimo equivalente al 60% de la renta mediana por unidad de consumo disponible después de impuestos y transferencias.<sup>8</sup> En el caso estadounidense, se procede, fundamentalmente, con el enfoque absoluto, basado en los trabajos de Mollie Orshansky a mediados de los años 60 (Orshansky, 1963 y 1965). Concretamente, la línea de pobreza oficial utilizada por el U.S. Census Bureau consiste en el triple del coste de una canasta alimentaria básica, actualizado de acuerdo a la inflación anual. Asimismo, este enfoque es utilizado por países de renta media, como Chile o México y por organismos como la Comisión Económica Para América Latina y El Caribe.

Aunque no hay motivo para considerar ambos enfoques, absoluto y relativo, como excluyentes –es más, autores como James Foster (Foster, 1998, Foster *et al.*, 2013) han propuesto aproximaciones intermedias-, sino más bien como complementarios, la utilización de líneas de pobreza relativas en un contexto de crisis económica, en el cual la renta per cápita y los niveles de vida promedios están disminuyendo, hace imperativo que, en un caso como el español, se complementen las medidas relativas existentes con otros indicadores que den lugar del probable deterioro en sus estándares de vida que muchas familias pueden haber experimentado con la Gran Recesión. En este sentido, en principio, las noticias aparecidas en los medios de comunicación asociando el incremento de la pobreza relativa –cifra proporcionada por el INE- a la actual coyuntura económica resultan a priori incorrectas, ya que de la caída del PIB por habitante no puede colegirse un aumento del porcentaje de personas por debajo del umbral del 60% de la mediana.<sup>9</sup>

Otro elemento relevante a la hora de estudiar el bienestar de la población tiene que ver con la composición de los hogares, que condiciona el nivel de vida del que puede disfrutar una familia dado un nivel de renta, gasto o riqueza determinado. En el análisis aplicado, estas diferencias se tienen en cuenta a partir de la consideración de escalas de equivalencia, que dan cuenta, en primer lugar, de las diferentes necesidades que pueden tener los distintos miembros del hogar en función de características como su edad o la presencia de discapacidades, y, en segundo término, de las economías de escala derivadas de la naturaleza pública o semi-pública de algunos bienes y servicios

---

<sup>8</sup> Véase [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics\\_explained/index.php/Glossary:At-risk-of-poverty\\_rate](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Glossary:At-risk-of-poverty_rate).

<sup>9</sup> Véanse, por ejemplo, las interpretaciones en las páginas de *El País* (Mars, 2011), *El Mundo* (San Martín, 2011) o *Público* (Díaz, 2013). Como se verá posteriormente, la pobreza relativa sólo se ha incrementado ligeramente durante la actual crisis.

que pueden compartir los habitantes del hogar –esto es, dada la provisión de un bien o un servicio, el bienestar que disfruta cada miembro disminuye menos que proporcionalmente con el número de personas en el hogar (Lanjouw *et al.*, 2004). Mientras que en Estados Unidos se utiliza una escala de equivalencia basada en necesidades nutricionales procedente de los pioneros trabajos de Orshansky, en la Unión Europea y España se adopta la llamada escala OCDE modificada, que calcula las unidades de consumo equivalente de un hogar asignando un valor de 1 al primer adulto (mayor de 14 años), 0,5 a los siguientes y 0,3 a cada niño. Con independencia de que se utilicen distintas escalas de equivalencia en posteriores fases del proyecto, en principio, se adoptará la escala de la OCDE modificada en los cálculos realizados. Formalmente, puede expresarse dicha escala de la siguiente forma:

$$n_{eq} = 1 + (n_a - 1)0,5 + n_n 0,3 \quad [2]$$

donde  $n_{eq}$  representa el tamaño equivalente del hogar en términos de unidades de consumo,  $n_a$ , el número de adultos y  $n_n$ , el de niños con edad inferior a 14 años.

La medida sobre la que pivotan los estudios sobre el análisis de la pobreza desde hace unas tres décadas es el indicador propuesto por Foster *et al.* (1984). De acuerdo con estos autores,

$$P(z; \alpha) = \int_0^1 \left( \frac{g(p; \alpha)}{z} \right)^\alpha dp \quad [3]$$

$P$  representa la medida de pobreza,  $z$  denota la línea de pobreza utilizada,  $\alpha$  es un parámetro ético que recoge juicios de valor,  $g$  es la brecha de pobreza (que es la diferencia entre la línea de pobreza y la renta -o la correspondiente variable *proxy* del bienestar- si la última es inferior a la primera y toma el valor 0 en otro caso) y  $p$  es la proporción de la población con una renta inferior a  $Q(p)$ , siendo  $Q(p)$  la función cuantílica definida explícitamente por  $F(Q(p)) = p$ , donde  $F$  es la función de distribución de la renta equivalente por unidad de consumo y (o, en términos generales, de la medida de bienestar que se emplee). Como es sabido, cuando  $\alpha = 0$ , el indicador  $P(z; \alpha)$  captura la incidencia de la pobreza (porcentaje de personas pobres), cuando  $\alpha = 1$ , denota la brecha de pobreza normalizada per cápita, esto es, la intensidad o

profundidad de la pobreza y  $P(z; 2)$  ilustra la severidad de la pobreza o desigualdad entre los pobres.<sup>10</sup>

Los resultados del análisis de la pobreza que se presentan en estas páginas se basan en la *Encuesta de Condiciones de Vida 2004-2012* y la *Encuesta de Presupuestos Familiares 2006-2012*, descritas en las secciones 3.1 y 3.2 del trabajo, respectivamente. En primer lugar, se abordará la pobreza a través de la variable ingresos utilizando la ECV y, a continuación, el análisis se centrará en el gasto de los hogares, que ofrece la EPF. No obstante, es preciso, realizar algunas precisiones previas.

En primer término, el análisis que se lleva a cabo en estas páginas aborda el análisis de la pobreza desde la doble perspectiva, absoluta y relativa. El análisis de la pobreza relativa como umbral de referencia el 60% de la renta o gasto mediano. En ambos casos, renta y gasto, se considera explícitamente la inclusión de un alquiler imputado por la vivienda en propiedad, enfoque que recoge de forma más adecuada el poder adquisitivo y nivel de bienestar de las familias. No obstante, se ofrecen también las estimaciones correspondientes a la renta o gasto excluyendo dicho alquiler imputado.

Asimismo, en relación con la pobreza absoluta, aunque es conocido que el diseño de una cesta de consumo básica implica tomar decisiones con componente de discrecionalidad en relación a qué es realmente esencial y qué reviste carácter superfluo, desafortunadamente, en nuestro país, las autoridades –estadísticas o políticas, como ministerios u observatorios o institutos vinculados- no han llevado a cabo ningún intento de definición de un umbral básico basado en el coste de productos alimentarios y no alimentarios destinados a satisfacer las necesidades esenciales.<sup>11</sup> Por ello, se optó, finalmente, por una aproximación fundamentalmente ecléctica basada en la literatura y

---

<sup>10</sup> Un compendio sistemático y riguroso de la mayor de los instrumentos de medición de la pobreza y la desigualdad que se utilizan en estas páginas puede encontrarse en Lambert (1998).

<sup>11</sup> Desafortunadamente, no hay estimaciones suficientemente convincentes y rigurosas del coste de una canasta de bienes y servicios básicos en España. Las ponderaciones del IPC tampoco eran útiles a estos efectos porque se basan en el peso del gasto total en España, representando una estructura de consumo que, en principio, no tiene por qué tener que ver con ninguna cesta de carácter básico. Existe un trabajo de la Asociación de Usuarios de Bancos, Cajas y Seguros (ADICAE), dentro del proyecto europeo *Standard Budgets* orientado al cálculo de un presupuesto de referencia para distintos tipos de familia (véase [http://www.referencebudgets.eu/budgets/images/adicae\\_gestion.pdf](http://www.referencebudgets.eu/budgets/images/adicae_gestion.pdf) y Warnaar y Luten, 2012). El autor contactó personalmente con la asociación para conocer más detalles de este trabajo y su posible aplicación en la presente investigación, aunque resultaba discutible la inclusión de algunos de los bienes y servicios seleccionados en una cesta de consumo básica (por ejemplo, cosméticos, vacaciones o la valoración del alquiler de la vivienda a precios de la capital). Desafortunadamente, no pudo obtenerse la colaboración de ninguna persona, fundamentalmente, porque el personal a cargo del trabajo ya no trabajaba en la asociación.

se consideran dos líneas de pobreza absoluta basadas en el trabajo de Smeeding (1997). Este autor propone un primer umbral consistente en 4 dólares estadounidenses al día del año 1985 en paridad de poder de compra (PPC) y 14,40 dólares estadounidenses del mismo año también en PPC. A partir de la información estadística del Fondo Monetario Internacional (*World Economic Outlook Database*) y del INE se calculó la equivalencia de estas magnitudes en Euros a precios del año 2012, que corresponden a €2.333 y €8.399 al año, respectivamente. El año 2012 corresponde al periodo en el que se expresan todas las magnitudes monetarias de los análisis subsiguientes, opción tomada porque es el último año para el que contamos con información de carácter primario. Para la deflactación o actualización de magnitudes durante el periodo de interés se utiliza el promedio anual del IPC calculado por el INE.

#### **(A) *La evolución de la pobreza a través de la ECV***

Para ilustrar la importancia de las decisiones metodológicas acerca del carácter absoluto o relativo de la línea de pobreza, en la tabla 5 se presenta información sobre la evolución de la renta de los hogares de acuerdo con la ECV. En particular, se recogen los valores anuales del ingreso promedio por persona (sin tener en cuenta escala de equivalencia alguna), la renta promedio por unidad de consumo, la renta mediana por unidad de consumo y una línea de pobreza relativa consistente en el 60% de la magnitud anterior. No sorprende el hecho de que el recorrido de la última magnitud es idéntico al de la mediana y muy similar al de los promedios. Asimismo, se constata que la caída de la renta media equivalente desde 2007 (10,5%) es inferior a la de la renta mediana durante el mismo periodo (13,1%), lo que significa que, posiblemente, la dispersión de la renta se incrementó en esta ventana temporal. Como puede constatarse, la línea de pobreza relativa –calculado como el 60% de la renta mediana– fue decreciendo desde que la crisis arribó a nuestro país, haciendo el estándar de vida considerado como aceptable. Desde luego, si el objetivo es la medición de cómo los hogares españoles han visto mermados sus estándares de vida debido a la crisis, perdiendo acceso a elementos que configuraban su bienestar antes de la misma, no parece apropiado reducir el umbral a través de la utilización de una medida relativa como el 60% de la mediana, indudablemente, útil para otros propósitos.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 5. Evolución de la renta promedio por persona, la renta promedio equivalente, la renta mediana equivalente y de la línea de pobreza relativa (Euros constantes de 2012, 2003-2011)

	Sin alquiler imputado				Con alquiler imputado			
	Renta promedio por persona	Renta promedio equivalente	Renta mediana equivalente	Línea de pobreza relativa	Renta promedio por persona	Renta promedio equivalente	Renta mediana equivalente	Línea de pobreza relativa
2003	9,636	14,670	13,022	7,813	11,424	17,261	15,456	9,273
2004	9,704	14,705	12,786	7,672	11,512	17,324	15,182	9,109
2005	9,903	14,979	13,171	7,902	11,749	17,645	15,746	9,447
2006	10,061	15,187	13,326	7,996	11,756	17,606	15,800	9,480
2007	10,530	15,838	14,074	8,445	12,200	18,207	16,386	9,832
2008	10,321	15,486	13,754	8,252	11,904	17,720	15,888	9,533
2009	10,300	15,421	13,587	8,152	12,078	17,928	16,042	9,625
2010	9,837	14,660	12,790	7,674	11,558	17,094	15,217	9,130
2011	9,550	14,180	12,233	7,340	11,121	16,378	14,541	8,724

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV e INE.

A título ilustrativo, en primer lugar, se muestran los resultados de la incidencia de la pobreza –es decir, el indicador de conteo o tasa de riesgo de pobreza  $P(z; 0)$ - resultado de la aplicación de tres líneas de pobreza descritas. Los resultados, presentados en la tabla 6, ilustran perfectamente la diferencia entre ambos enfoques. Bajo la línea de pobreza relativa, la tasa de riesgo de pobreza se caracteriza por su estabilidad. El resultado de utilizar 4 US\$/día es un porcentaje bajo de personas, que, sin bien se incrementa con la crisis, no supera nunca el 5% de la población. Más interesantes resultan las cifras procedentes de la utilización del umbral de 14,40 US\$/día, que muestran una incidencia de la pobreza altamente procíclica y que, a consecuencia de la crisis, se eleva de forma muy importante, independientemente de considerar o no el alquiler imputado dentro de los ingresos familiares. En aras de facilitar la comprensión y la lectura de este texto, se privilegiará el uso de dos únicas líneas de pobreza, la relativa y el segundo de los umbrales de carácter absoluto.



*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

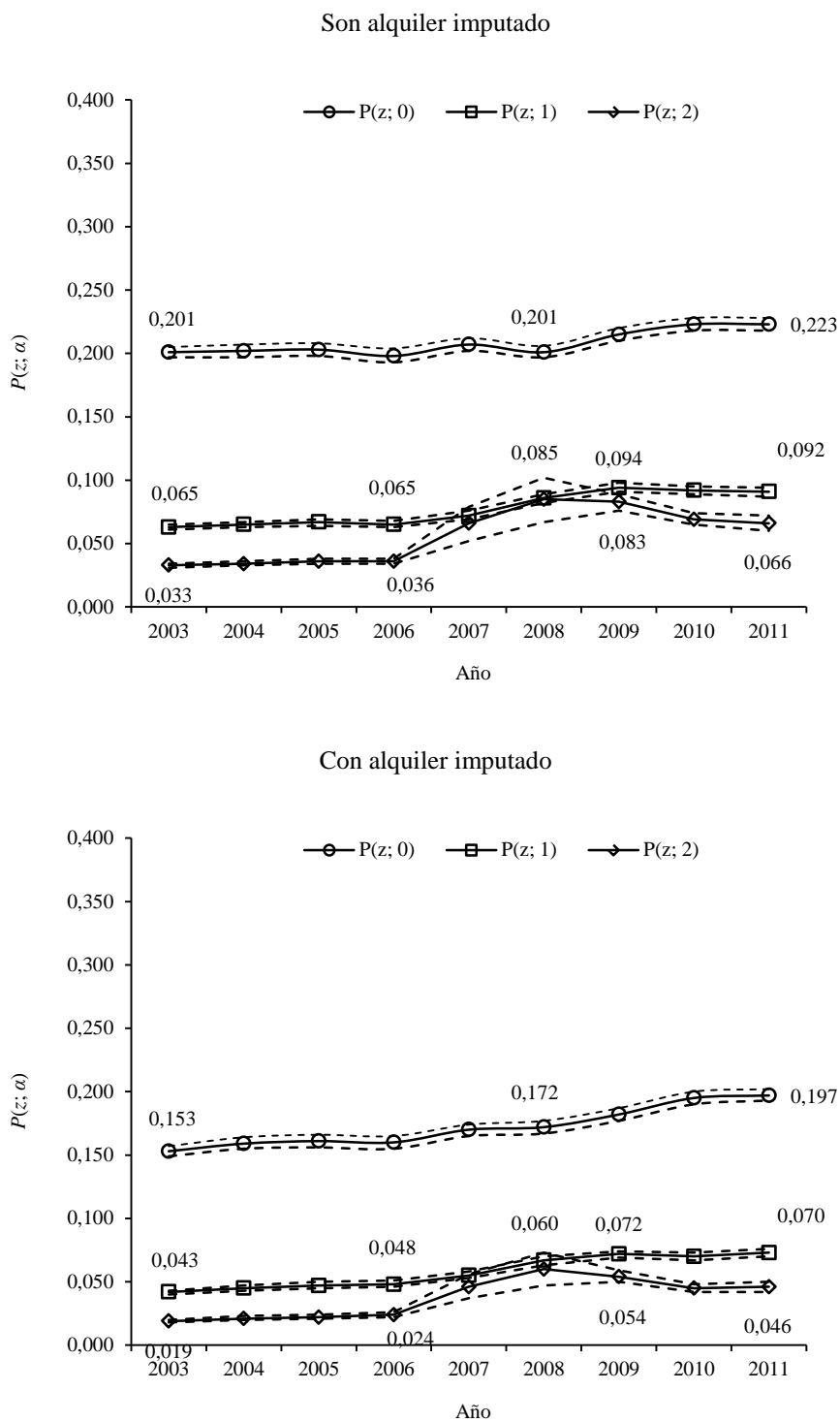
Tabla 6. Evolución de la renta promedio por persona, la renta promedio equivalente, la renta mediana equivalente y de la línea de pobreza relativa (Euros constantes de 2012, 2003-2011)

	Sin alquiler imputado			Con alquiler imputado		
	Pobreza relativa	Pobreza absoluta (4 US\$/día)	Pobreza absoluta (14,4 US\$/día)	Pobreza relativa	Pobreza absoluta (4 US\$/día)	Pobreza absoluta (14,4 US\$/día)
2003	20,1	1,9	23,3	15,3	0,6	11,7
2004	20,2	2,2	24,4	15,9	0,8	12,7
2005	20,3	2,0	23,2	16,1	0,7	12,1
2006	19,8	2,0	22,2	16,0	0,8	11,6
2007	20,7	2,3	20,5	17,0	1,3	11,2
2008	20,1	3,7	20,8	17,2	2,0	12,8
2009	21,5	4,2	22,5	18,2	2,2	13,9
2010	22,3	4,2	26,2	19,5	2,1	16,3
2011	22,3	4,5	27,7	19,7	2,4	18,1

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV e INE.

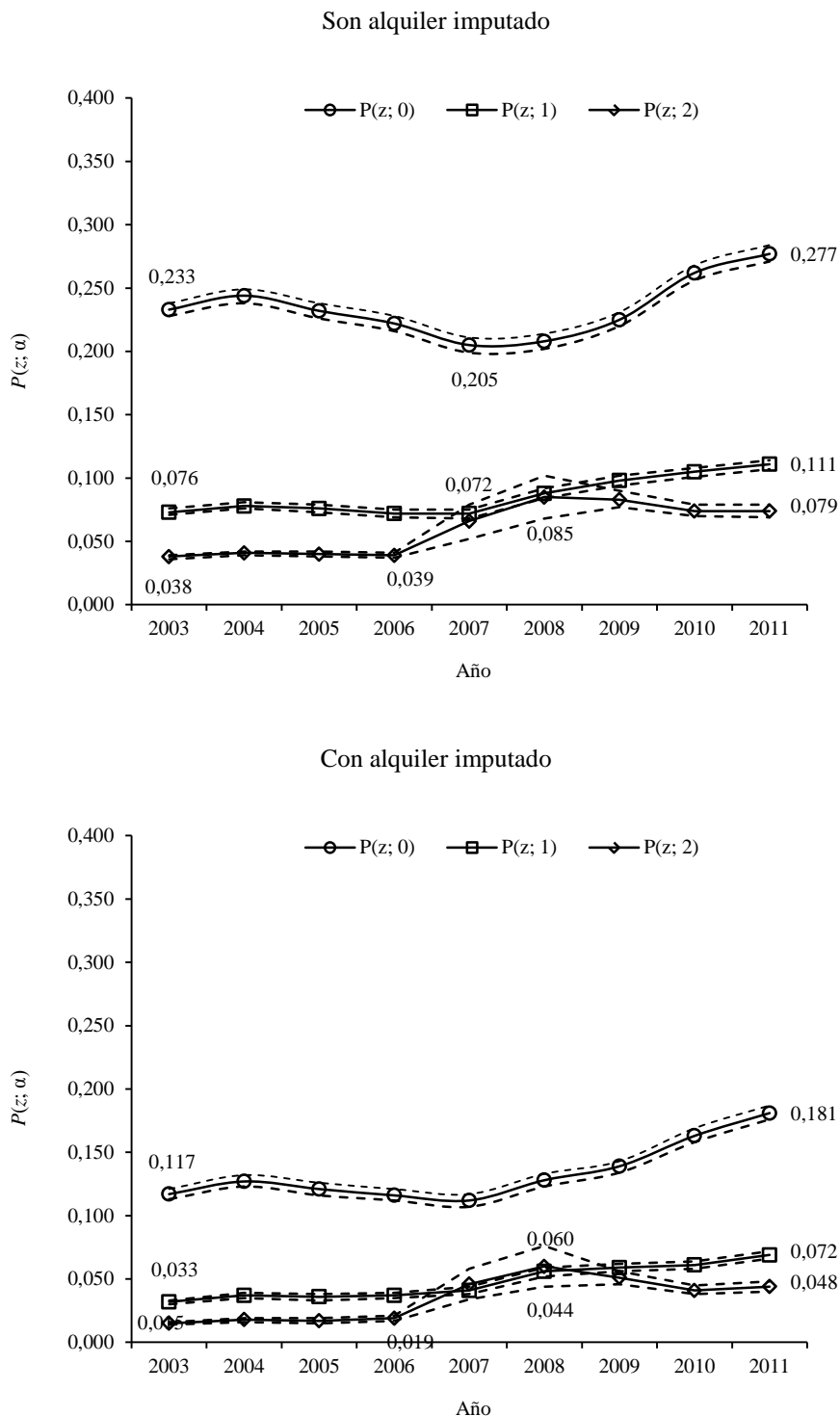
A continuación, se presentan algunos resultados de la aplicación de los índices definidos formalmente en páginas anteriores, calculando, asimismo, intervalos de confianza que permitan al lector constatar la precisión estadística de las estimaciones. Así, en la figura 2 y 3, se muestra la evolución del indicador  $P(z; \alpha)$  para  $\alpha = 0, 1$  y  $2$  tomando en consideración la línea de pobreza relativa y la segunda de las absolutas, respectivamente. El hecho más destacable es la profundidad y severidad de la pobreza absoluta –cuando  $\alpha$  toma los valores 1 y 2, respectivamente- muestran una tendencia al alza con la crisis mucho menos acusada que en el caso del indicador de recuento.

Figura 2. Evolución de pobreza relativa en términos de renta en España (2003-2011)



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Figura 3. Evolución de pobreza absoluta (indicador de 14,4 US\$/día) en términos de renta en España (2003-2011)



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Profundizando en lo ocurrido en el periodo de crisis 2008-2011, cabe preguntarse si el incremento de la pobreza absoluta es sensible a la línea de pobreza

escogida. Para ello, se lleva a cabo un análisis de dominancia estocástica de la pobreza entre el último año previo a la crisis (2007) y el último año disponible en la ECV (2011). La dominancia de grado  $s$  de la pobreza de una distribución A sobre una distribución B sobre una serie de líneas de pobreza  $z \in (0, z^+)$ , con  $z^+ \in \mathfrak{R}^+$  se verifica sí y sólo si  $P_A(z; \alpha = s - 1) \geq P_B(z; \alpha = s - 1)$ . Esta condición se verifica si y sólo si  $D_A^s(y) \geq D_B^s(y)$  para todo  $y \in (0, z^+)$  y  $D_A^s(y) > D_B^s(y)$  para algún  $y \in (0, z^+)$ .  $D^s$  denota la curva de dominancia estocástica de orden  $s$ .  $D^1$  es simplemente la función distribución,  $F(\cdot)$ , mientras que las curvas de orden superior a uno se definen como

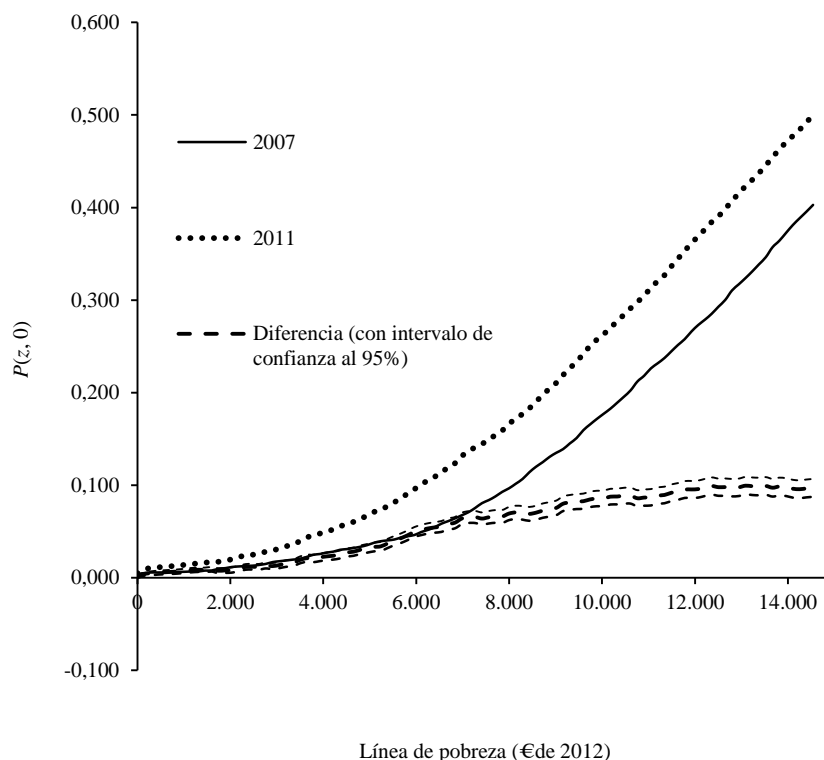
$$D^s(z) = \int_0^z D^{s-1}(y)dy \quad [4]$$

Asimismo, es posible demostrar que la dominancia de grado  $s$  es una condición necesaria para dominancia de grado  $s + 1$  para un intervalo  $(0, z)$ , con  $z \in \mathfrak{R}^+$  (Foster y Shorrocks, 1988). De esta forma, la existencia de dominancia estocástica de orden 1 implica la dominancia de órdenes superiores. En la figura 4 se lleva a cabo el análisis de dominancia de orden 1, utilizando como variable el alquiler imputado y utilizando como máxima línea de pobreza posible la renta mediana equivalente. En el gráfico se presenta también el correspondiente indicador  $P(z; \alpha)$  para 2007 y 2011 para todas las líneas de pobreza en el intervalo comprendido entre  $(0, z^+)$ , delimitado por los umbrales mencionados, y la diferencia entre la medida para el año 2007 y para el año 2011, junto con un intervalo de confianza a un nivel del 95% para la misma calculada según Chen and Duclos (2011). Puede constatarse como existe, efectivamente, dominancia estocástica de orden 1: la incidencia de la pobreza en el año 2010, para el razonable conjunto de líneas analizado, es siempre mayor que en 2007 y esta diferencia es estadísticamente significativa, con lo cual puede hablarse de que lo que se conoce como tasa de riesgo de pobreza se incrementó, inequívocamente, con el advenimiento de la crisis a España. Las conclusiones cambian poco si se considera la renta sin incluir el alquiler imputado. En este caso, para los niveles de renta muy bajos no es posible establecer la dominancia para valores muy próximos a cero debido a la influencia de los valores negativos.<sup>12</sup> En este caso, tomando un intervalo de líneas de pobreza positivas cuyo inicio se sitúe por encima del origen (por ejemplo, €2.000 al año), se constata la existencia de dominancia de orden 1, 2 y 3. Los resultados no se recogen en estas

<sup>12</sup> El teorema mencionado anteriormente señala que la dominancia de grado  $s$  es una condición necesaria para dominancia de grado  $s + 1$  se establece para un intervalo  $(0, z)$ , con  $z \in \mathfrak{R}^+$  (Foster y Shorrocks, 1988).

páginas por economía de espacio y debido a que la principal variable de interés es el ingreso que incluye la renta imputada por la vivienda en propiedad.

Figura 4. Análisis de dominancia de primer orden de la pobreza en términos de renta en España entre 2007 y 2011



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Por último, con el fin de realizar una aproximación a cuáles han sido aquellos grupos más golpeados por los efectos de la crisis en la tabla 7 se presenta la evolución de la tasa de riesgo de pobreza para distintos colectivos, utilizando la segunda de las líneas de pobreza absoluta, aproximación que, como se ha argumentado, es la más razonable si se quiere estudiar la evolución de las condiciones de vida en un periodo de recesión. En relación a estos resultados, pueden realizarse varios comentarios. En primer lugar, por sexo, las diferencias permanecen, a grandes rasgos, estables. En segundo término, si se estudia la evolución de la pobreza por grupos de edad, se evidencia que los menores de 30 años (incluidos los niños) pasan a convertirse en el colectivo sobre el que la pobreza tiene una mayor incidencia. Por situación de actividad

no hay grandes variaciones hasta el último periodo, en el que el riesgo de pobreza entre los desempleados se dispara, posiblemente, por la caída de las tasas de cobertura del desempleo una vez que las personas desocupadas han agotado su derecho a percibir las prestaciones.<sup>13</sup> En el caso de la escolaridad, se observa que el incremento del riesgo de pobreza se produce sobre todo en aquéllos con niveles educativos bajos (primaria y primera etapa de secundaria). En quinto lugar, la pobreza se eleva tanto entre los nacidos en España como entre los inmigrantes, si bien el incremento es mayor en el segundo colectivo, por lo que se amplían las diferencias entre ambos grupos. Por último, se evidencian comportamientos diferenciales muy relevantes según la Comunidad Autónoma de residencia. Así, las regiones más castigadas por la crisis son Castilla-La Mancha, Islas Baleares, Canarias, Asturias, Comunidad Valenciana, Aragón, Andalucía, Cataluña y Ceuta y Melilla, con incrementos de la tasa de riesgo de pobreza superiores a la media nacional. Por el contrario, la crisis apenas se deja notar en las tasas de pobreza de La Rioja y Navarra. No obstante, estos resultados deben tomarse con precaución, dadas las limitaciones impuestas por el tamaño de la muestra. Aunque ésta es representativa para las Comunidades Autónomas, el menor número de observaciones genera la pérdida de precisión de los estimadores. Por estos motivos, a lo largo del trabajo, no se hace un hincapié profundo en la variación de los indicadores de privación a nivel regional.

---

<sup>13</sup> De acuerdo con Álvarez *et al.* (2013), durante la crisis se incrementa progresivamente el porcentaje de desempleados de larga duración. Asimismo, de acuerdo con información de la base de datos de la OCDE sobre prestaciones y volumen de desempleados, la proporción de parados con prestaciones desciende de 2010 a 2011 desde el 65,4 al 56,6%.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 7. Evolución de la pobreza absoluta (14,4 US\$/día) en España en distintos grupos de población (2003-2011)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Total	11,7	12,7	12,1	11,6	11,2	12,8	13,9	16,3	18,1
Sexo									
Hombres	11,8	12,4	11,8	11,3	11,0	12,7	14,0	16,3	18,4
Mujeres	11,6	13,1	12,4	12,0	11,4	12,9	13,7	16,3	17,8
Edad									
Menor de 14 años	17,2	18,6	18,9	18,3	18,9	20,4	21,3	24,3	25,7
Entre 14 y 29 años	13,2	14,1	14,0	14,7	14,8	16,3	18,9	21,8	26,6
Entre 30 y 33 años	11,2	12,4	11,1	10,9	10,3	12,3	14,1	17,2	19,2
Entre 45 y 64 años	9,6	10,2	10,0	10,0	9,6	11,5	12,5	14,4	16,4
65 ó más	9,4	10,9	9,3	6,6	5,3	5,7	4,8	6,4	5,6
Situación laboral más frecuente durante el año									
Ocupado	7,1	7,4	6,6	6,6	6,5	8,2	9,4	10,0	10,1
Desempleado	23,6	21,6	20,0	21,5	20,7	22,9	24,3	28,2	35,3
Inactivo	13,3	13,7	12,9	12,0	10,8	11,0	10,6	14,2	14,5
Nivel educativo (personas de 25 y más años)									
Sin educación	20,5	20,5	20,3	19,3	16,2	19,0	16,5	17,8	18,4
Educación primaria	14,0	13,8	13,4	10,0	10,0	12,6	12,4	15,8	16,9
Educación secundaria (1ª etapa)	12,2	13,3	11,1	12,0	10,8	12,2	14,3	16,3	19,5
Educación secundaria (2ª etapa)	9,0	9,3	8,2	9,7	8,3	10,4	12,1	13,8	17,3
Formación e inserción laboral que precisa secundaria	4,3	8,5	5,4	5,2	3,3	4,6	8,8	13,7	23,3
Educación superior	4,8	4,7	3,5	4,6	4,6	5,0	6,1	8,0	7,4
Lugar de nacimiento del cabeza de familia									
España	10,9	10,3	9,0	8,3	7,1	8,8	9,7	11,6	12,7
Extranjero	23,0	24,7	25,8	25,7	27,4	27,0	28,6	34,2	40,3
Comunidad Autónoma de residencia									
Galicia	13,6	12,2	11,1	10,1	9,6	9,7	9,6	14,8	13,3
Asturias	7,4	11,9	5,9	5,0	4,2	7,1	7,6	7,5	13,2
Cantabria	4,4	6,1	6,1	8,0	4,9	11,1	9,5	15,3	10,8
País Vasco	5,2	5,1	5,7	5,7	4,6	4,1	6,5	7,9	9,3
Navarra	7,4	6,3	5,3	2,5	3,8	5,9	5,4	7,2	5,5
La Rioja	9,2	16,1	12,9	9,3	14,6	10,2	15,2	20,3	16,2
Aragón	6,6	10,8	8,8	11,0	9,0	7,0	11,4	13,3	17,1
Madrid	4,5	7,9	6,5	8,0	8,8	9,1	9,2	9,6	13,1
Castilla y León	13,4	17,8	15,1	14,2	10,6	10,8	12,9	14,3	13,9
Castilla-La Mancha	17,8	20,1	16,1	16,5	14,2	18,1	18,7	24,2	28,0
Extremadura	28,1	25,2	27,1	26,8	21,1	21,4	25,8	22,4	27,2
Cataluña	7,1	7,8	8,6	8,0	8,6	12,1	11,7	14,0	15,8
Comunidad Valenciana	11,8	11,7	11,3	9,4	10,5	11,4	14,5	14,0	19,2
Islas Baleares	8,8	14,4	6,6	14,7	8,9	12,0	14,4	16,3	20,3
Andalucía	18,5	17,2	17,9	16,3	15,9	17,8	19,0	24,5	23,2
Islas Canarias	13,2	17,8	18,4	16,5	16,2	19,0	20,5	24,7	26,6
Ceuta y Melilla	17,9	18,7	20,3	17,9	19,7	21,1	20,3	20,9	26,2

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

**(B) La evolución de la pobreza a través de la EPF**

Como se indicó anteriormente, la EPF, en la medida que recaba información muy relevante sobre los patrones de consumo de las familias españolas, permite al investigador aproximarse al fenómeno de la pobreza a través del gasto en lugar de la renta. Esta última variable también se encuentra disponible en la esta base de datos, sin bien no es un objetivo prioritario de este instrumento estadístico y, por ello, en un número de casos relevante donde el hogar no ha proporcionado el dato, ha sido imputada a partir de las unidades familiares que sí han colaborado (Adiego y Ayala, 2013). A continuación, se sigue el mismo esquema que en el caso de la pobreza a partir de la variable renta, esto es, se presentan, por este orden, la evolución del gasto promedio y líneas de pobreza relativas, la evolución de los distintos indicadores propuestos anteriormente para la medición del riesgo de pobreza y su intensidad y severidad y, por último, los resultados del análisis de dominancia estocástica.

En primer término, la evolución del gasto promedio por persona, por unidad de consumo equivalente, el gasto mediano y la correspondiente línea de pobreza relativa (tabla 8) siguen una evolución muy similar a las magnitudes en términos de ingreso presentadas en la tabla 5, experimentando un decrecimiento continuado desde el primer año de la crisis. En particular, es reseñable que la caída del gasto promedio (con alquiler imputado) es del 16%, superior a la caída de la renta per cápita de acuerdo con los datos de cuentas nacionales y del ingreso per cápita obtenido de la ECV, lo cual puede corresponderse con el proceso de desapalancamiento de la economía de nuestro país.

En la tabla 9 se presenta una primera panorámica de la tasa de riesgo de pobreza, tanto absoluta como relativa e incluyendo y excluyendo dentro de los gastos familiares el alquiler imputado en aquellas unidades con la vivienda en propiedad. Dos cuestiones deben destacarse: la estabilidad de la pobreza relativa (que crecía ligeramente cuando la medición de basaba en los ingresos de la ECV) y el crecimiento, acusado, de la pobreza absoluta durante la crisis.



## *Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 8. Evolución del gasto promedio por persona, el gasto promedio equivalente, el gasto mediano equivalente y de la línea de pobreza relativa (Euros constantes de 2012, 2006-2012)

	Sin alquiler imputado				Con alquiler imputado			
	Gasto promedio por persona	Gasto promedio equivalente	Gasto mediana equivalente	Línea de pobreza relativa	Gasto promedio por persona	Gasto promedio equivalente	Gasto mediana equivalente	Línea de pobreza relativa
2006	10.680	16.332	14.036	8.421	12.748	19.295	16.735	10.041
2007	10.848	16.558	14.187	8.512	13.108	19.765	17.262	10.357
2008	10.407	15.806	13.648	8.189	12.739	19.105	16.796	10.078
2009	9.948	15.007	13.015	7.809	12.285	18.320	16.161	9.697
2010	9.643	14.541	12.638	7.583	11.895	17.715	15.601	9.360
2011	9.211	13.840	12.065	7.239	11.529	17.099	15.158	9.095
2012	8.740	13.078	11.380	6.828	10.991	16.233	14.355	8.613

Fuente: elaboración propia a partir de la EPF e INE.

Tabla 9. Evolución de la renta promedio por persona, la renta promedio equivalente, la renta mediana equivalente y de la línea de pobreza relativa (Euros constantes de 2012, 2003-2011)

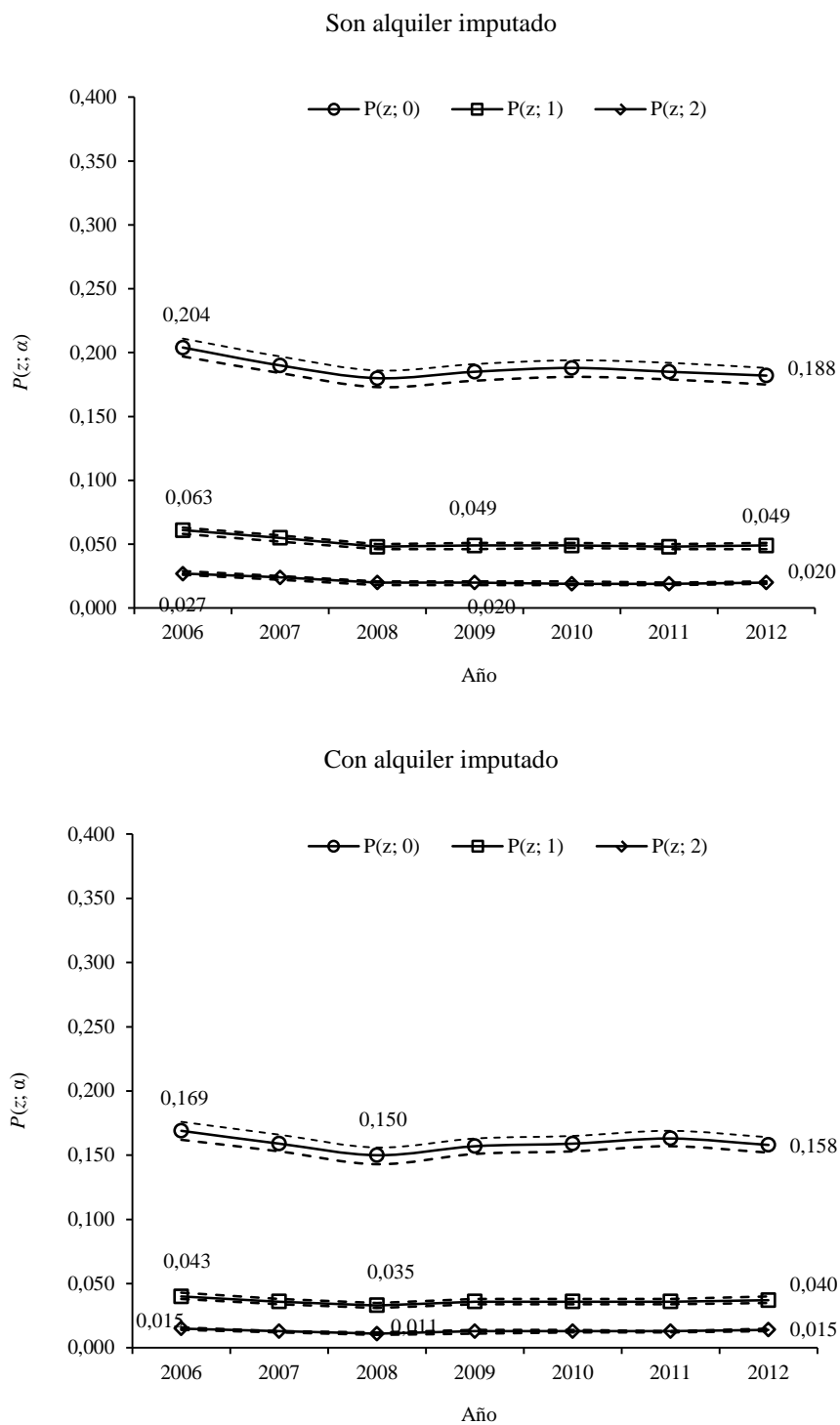
	Sin alquiler imputado			Con alquiler imputado		
	Pobreza relativa	Pobreza absoluta (4 US\$/día)	Pobreza absoluta (14,4 US\$/día)	Pobreza relativa	Pobreza absoluta (4 US\$/día)	Pobreza absoluta (14,4 US\$/día)
2006	20,1	0,8	20,3	16,9	0,1	10,0
2007	18,5	0,6	18,5	16,0	0,0	8,0
2008	17,6	0,4	19,2	15,0	0,0	8,2
2009	18,1	0,5	21,7	15,7	0,1	10,0
2010	18,6	0,5	23,9	15,9	0,1	11,3
2011	18,0	0,5	26,2	16,3	0,1	12,5
2012	18,2	0,8	28,7	15,8	0,2	14,7

Fuente: elaboración propia a partir de la EPF e INE.

A continuación, como en el caso de la ECV, el análisis más forma se centra en la pobreza relativa y en la línea de pobreza absoluta de 14,4 US\$/día, determinando la evolución de las medidas propuestas por Foster *et al.* (1984), que se presentan en las figuras 5 y 6, respectivamente. Mientras que la pobreza relativa se mantiene estable (tanto su incidencia, como su intensidad y severidad), en el caso de la pobreza absoluta el crecimiento es cuantitativamente muy importante, particularmente en la incidencia de

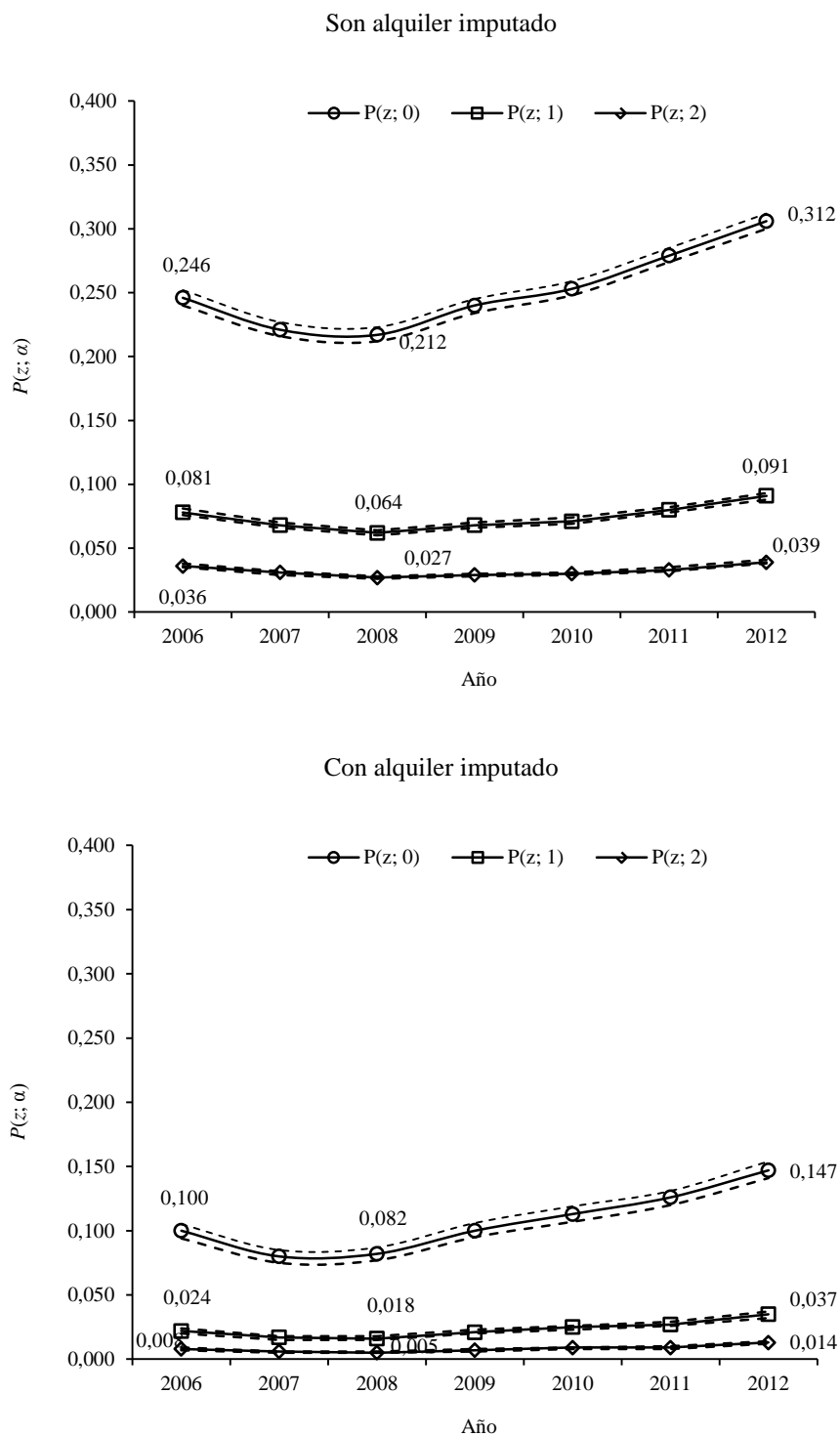
la misma, que pasa de 8,2 a 14,7 y de 21,2 a 31,2 dependiendo la inclusión o exclusión en el concepto de gasto del alquiler imputado, respectivamente.

Figura 5 Evolución de pobreza relativa en términos de gasto en España (2006-2012)



Fuente: elaboración propia a partir de la EPF.

Figura 6. Evolución de pobreza absoluta (indicador de 14,4 US\$/día) en términos de gasto en España (2006-2012)

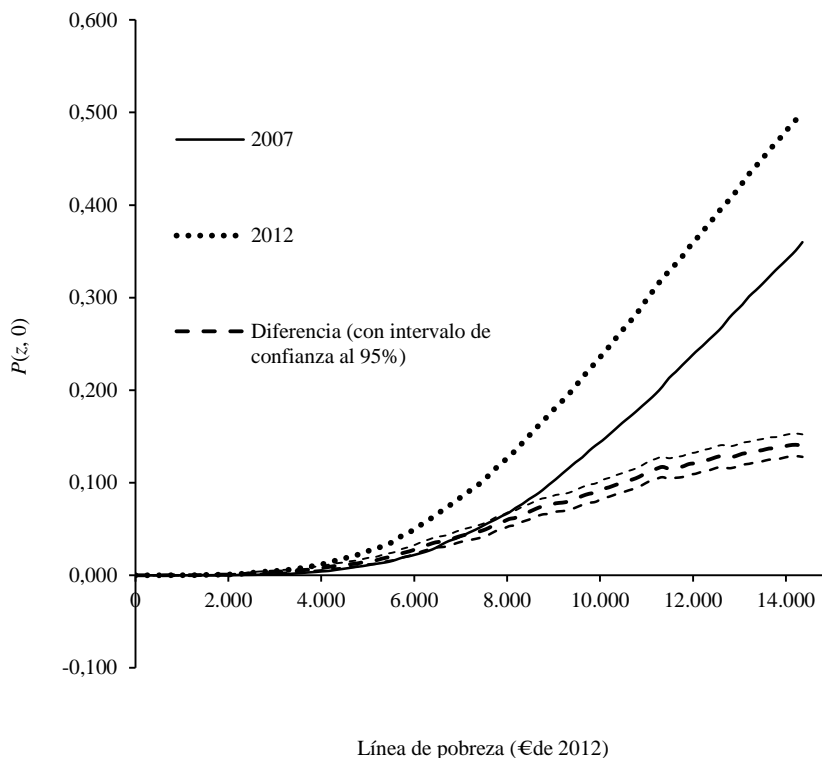


Fuente: elaboración propia a partir de la EPF.

Por último, en realiza un análisis de dominancia estocástica de la pobreza -como en el caso de la ECV, a partir únicamente del gasto con alquiler imputado-, cuyos

resultados se presentan en la figura 7. Las conclusiones resultan, también, las mismas que en el caso anterior: con independencia de la línea de pobreza considerada, en 2012 la pobreza era superior al año anterior a la crisis, 2007.

Figura 7. Análisis de dominancia de primer orden de la pobreza en términos de gasto en España entre 2007 y 2012



Fuente: elaboración propia a partir de la EPF.

## 5.2. LA POBREZA MULTIDIMENSIONAL

Desde los trabajos pioneros de Townsend (1979), Atkinson y Bourguignon (1982) o Mack y Lansley (1985), existe consenso en el mundo académico en afirmar que la pobreza se trata de un fenómeno multidimensional. En efecto, en la literatura económica se encuentran ejemplos de esfuerzos muy relevantes para aproximarse a la medición de la pobreza considerando que ésta se compone de distintas vertientes o dimensiones (Desai y Shah, 1988; Tsui, 2002; Atkinson, 2003; Bourguignon y

Chakravarty, 2003). En este trabajo se emplea la medida propuesta por Alkire y Foster (2011a y 2011b), que, aunque no es, ni mucho menos, la única utilizada en la literatura, más allá de sus virtudes técnicas, sí que es probablemente la más extendida y conocida a través de su aplicación en el Índice de Pobreza Multidimensional elaborado por el Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo y que se incluye en el Informe de Desarrollo Humano desde su edición del año 2010. Asimismo, es una generalización multidimensional de la medida unidimensional más popular, la propuesta por Foster et al. (1984). Esta aproximación es utilizada, aparte de por los autores del Oxford Poverty and Human Development Initiative, de la que forma parte una de las autores intelectuales de la propuesta, Sabina Alkire, en otros trabajos como los de Whelan *et al.* (2012). A continuación se explica brevemente la construcción y funcionamiento de este indicador.

Considérense  $n$  individuos y  $d$  dimensiones de la pobreza, de forma que  $y_{ij} \geq 0$  denota la variable que recoge el valor del bienestar del individuo  $i$  en la dimensión  $j$ , con  $i = 1, 2, \dots, n$  y  $j = 1, 2, \dots, d$  e  $[y_{ij}]$ , una matriz  $n \times d$  que recoge los resultados de todos los individuos en cada dimensión. Asimismo, se define un umbral de pobreza  $z_j > 0$  y un peso  $w_j$  cada una de las dimensiones y de forma que la suma de los pesos de todas las dimensiones es la unidad. La matriz de privaciones se define como  $g^0 = [g^0_{ij}]$ , en la que cada elemento viene dado por  $g_{ij} = 0$  si  $y_{ij} \geq z_j$  y  $g_{ij} = w_j$  si  $y_{ij} < z_j$ . A partir de la matriz  $g^0$  (de dimensiones  $n \times d$ ) se construye para cada individuo un vector de intensidad de la privación,  $c_i$ , dado por la suma de los elementos  $g_{ij}$  a lo largo de  $j$  para cada  $i$ . Para identificar la privación multidimensional, se define un umbral  $k$ , con  $0 < k \leq 1$ , considerándose que un individuo experimenta privación multidimensional si  $c_i < k$ . Una vez identificados qué individuos son pobres desde el punto de vista multidimensional, se define una segunda matriz  $g^0(k)$ , que obtiene a partir de  $g^0$  sustituyendo la  $i$ -ésima fila  $g^0_i$  por un vector fila de ceros cuando el individuo no sea pobre en términos multidimensionales ( $c_i \geq k$ ). Finalmente, se define el indicador ajustado de recuento de pobreza multidimensional como la media de la matriz  $g^0(k)$ , esto es,

$$M_0 = \mu(g^0(k)) \quad [5]$$

donde  $\mu$  representa la media de todos los elementos de la matriz. Análogamente, si las dimensiones son cardinales, puede definirse una matriz  $g^k$ , donde cada elemento viene

dado por  $g^{\alpha}_{ij} = g^0_{ij} [(y_{ij} - z_j)/z_j]^{\alpha}$ . Asimismo, se puede definir una matriz  $g^{\alpha}_{ij}(k)$  en la cual cada fila ha sido sustituida por ceros si el individuo no es pobre en términos multidimensionales. Así, finalmente, se define un indicador multidimensional de pobreza de orden  $\alpha$  como

$$M_{\alpha} = \mu(g^{\alpha}(k)) \quad [6]$$

Debido a que la mayoría de los indicadores de bienestar que pueden derivarse a partir de la ECV –con la excepción de los vinculados a la renta- no son cardinales, sino categóricos, en este trabajo se calcula, únicamente  $M_0$ . El indicador propuesto se inspira en las propuestas de Alkire *et al.* (2012) y Geary *et al.* (2012). En este sentido, se propone, con carácter experimental, una medida integrada por 4 dimensiones: privación monetaria (una medida de pobreza absoluta basada en el umbral de 14,4 US\$/día), privación material no monetaria (relacionada con la posibilidad de llevar a cabo comportamientos considerados como habituales y convenientes y el acceso a activos básicos), el estado de salud y las características del entorno y la vivienda. Cada dimensión recibe la misma ponderación (1/4) y contiene distintos indicadores, cada uno con igual peso hasta sumar el total de importancia de cada una de ellas. En la tabla 10 se esquematiza la medida propuesta y se describe y enumera cada una de las dimensiones e indicadores, junto con el umbral de privación especificado para cada uno de ellas. Siguiendo a Alkire *et al.* (2012) en su definición del umbral de privación multidimensional, se considera que un individuo se encuentra en situación de pobreza multidimensional si la media ponderada de las privaciones en cada dimensión –en la terminología anterior,  $c_i$ - es superior al peso de cada dimensión, esto es, 0,25. Dado que los indicadores de salud sólo se encuentran disponibles para la población adulta, sólo se explora, lógicamente, la pobreza multidimensional en los mayores de 16 años.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 10. Dimensiones e indicadores de pobreza multidimensional en España a partir de la ECV

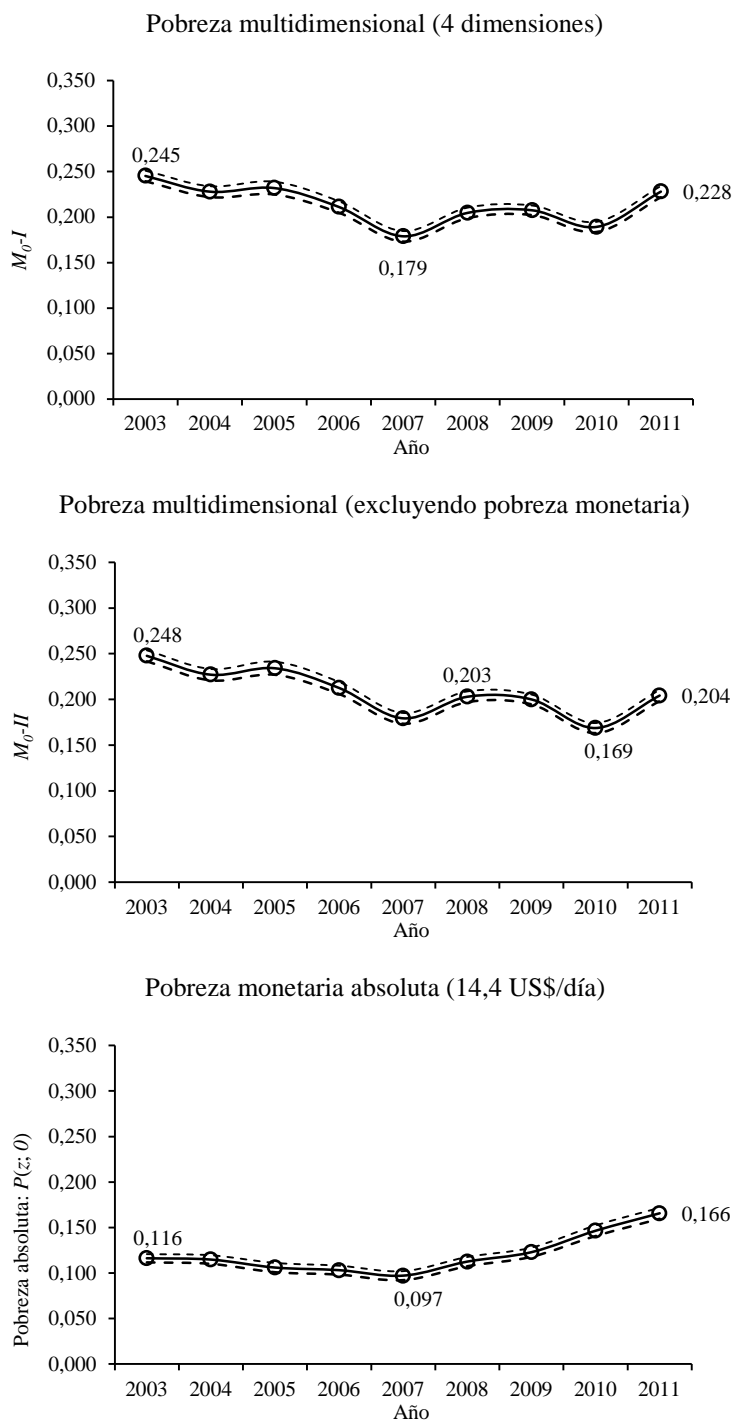
Dimensión	Indicadores	Umbral de privación (condición para no ser pobre en la dimensión)	Ponderación
Privación monetaria	Renta monetaria con alquiler imputado	La renta equivalente está por encima de 14,40 US\$ de 1985 en PPC/día	1/4
Privación material no monetaria	Posibilidad de permitirse una semana de vacaciones al año	El hogar puede permitirse las vacaciones.	1/40
	Posibilidad de poder permitirse una comida de carne, pescado o equivalente vegetariano cada dos días	Puede permitirse la comida.	1/40
	Posibilidad de hacer frente a gastos imprevistos	El hogar tiene la capacidad.	1/40
	El hogar tiene teléfono (o puede permitírselo).	El hogar tiene teléfono (o puede permitírselo).	1/40
	El hogar tiene ordenador (o puede permitírselo).	El hogar tiene ordenador (o puede permitírselo).	1/40
	El hogar tiene televisión (o puede permitírselo).	El hogar tiene televisión (o puede permitírselo).	1/40
	El hogar tiene lavadora (o puede permitírselo).	El hogar tiene lavadora (o puede permitírselo).	1/40
	El hogar tiene coche (o puede permitírselo).	El hogar tiene coche (o puede permitírselo).	1/40
Salud	El hogar puede permitirse mantener una temperatura adecuada en invierno.	El hogar puede permitirse mantener una temperatura adecuada en invierno.	1/40
	Capacidad del hogar para llegar a fin de mes.	El hogar no tiene dificultades para llegar a fin de mes.	1/40
	Estado de salud auto-declarado del responsable de la vivienda	El estado de salud del responsable de la vivienda es bueno o muy bueno.	1/12
Salud	Enfermedades crónicas	El responsable de la vivienda no sufre enfermedades crónicas.	1/12
	Limitaciones físicas en la actividad (diaria) en los últimos 6 meses.	El responsable de la vivienda no tiene limitaciones.	1/12
Vivienda y entorno	Vivienda con luz natural insuficiente.	La vivienda no tiene este tipo de problemas.	1/20
	Problemas de goteras, humedades o podredumbre en la vivienda.	La vivienda no tiene este tipo de problemas.	1/20
	Problemas de ruido en la vivienda.	La vivienda no tiene este tipo de problemas.	1/20
	Problemas de contaminación, suciedad u otros problemas medioambientales.	La vivienda no tiene este tipo de problemas.	1/20
	Problemas de violencia, delincuencia o vandalismo en la zona.	La vivienda no tiene este tipo de problemas.	1/20

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Los resultados de la aplicación indicador propuesto a la ECV 2004-2012 se presentan en la figura 8. Para complementar la información proporcionada el indicador multi-dimensional descrito en la tabla 8, que se presenta en el primero de los gráficos, en la parte superior, se ha recalculado el valor indicador con sólo 3 dimensiones, excluyendo deliberadamente la pobreza, que se presenta en el panel central. Por último, en la parte inferior, se presenta, a efectos comparativos, la evolución de la pobreza monetaria. Como puede constatarse, la pobreza multidimensional se eleva desde 0,179 hasta 0,228 de 2007 a 2011, lo que significa un incremento de más del 27%. Como puede inferirse si se observan conjuntamente los 3 paneles de la figura, este negativo resultado se encuentra condicionado en gran medida por la evolución de la pobreza monetaria, puesto que la privación no material se mantiene, aproximadamente, en los niveles pre-crisis.



Figura 8. Evolución de la pobreza multidimensional en España (2003-2011)



Notas:

-  $M_0-I$  es el indicador presentado en la tabla 8;  $M_0-II$  consiste en el mismo indicador excluyendo la primera dimensión.

- las líneas de puntos corresponde a los intervalos de confianza al 95% del indicador.

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

## **6. LA DESIGUALDAD DURANTE LA GRAN RECESIÓN EN ESPAÑA**

### **6.1. LA EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y EL GASTO**

Con anterioridad a la crisis, el efecto de la intensificación de la globalización económica sobre las desigualdades ya constituía uno de los elementos situados en el centro del debate académico y público. Con la llegada de la recesión económica y sus efectos sobre el mercado laboral y los recortes presupuestarios en rubros sociales, no resultaría sorprendente que las disparidades sociales en materia de ingresos se hubiesen incrementado. En efecto, de acuerdo con datos de los Latinobarómetros llevados a cabo en España en noviembre de 2007 y octubre de 2010, el porcentaje de entrevistados que considera que la distribución de la renta en el país es injusta o muy injusta se incrementó desde el 74,8 a 84,3%.<sup>14</sup> Asimismo, aunque no resulta prudente generalizar y los resultados y orígenes de las crisis económicas varían de un país a otro, las crisis financieras tienden a estar seguidas por incrementos de los niveles de desigualdad (Atkinson y Morelli, 2011). Por ello, resulta una tarea de extremo interés el estudio de la evolución de la desigualdad en España durante la Gran Recesión.

Una primera aproximación a los efectos de la crisis sobre la distribución del ingreso, que resulta muy ilustrativa, corresponde a las curvas de incidencia del crecimiento (CIC), propuestas por Ravallion y Chen (2011). Se trata de una representación gráfica que ilustra cuál ha sido el crecimiento en distintas partes de la distribución de la renta. Formalmente, cada uno de los puntos de la CIC entre dos periodos  $t_1$  y  $t_2$  viene dado por la expresión

$$g_{t_2-t_1}(p) = \frac{L_{t_2}(p)}{L_{t_1}(p)} \left( \frac{\mu_{t_2}}{\mu_{t_1}} + 1 \right) - 1 \quad [7]$$

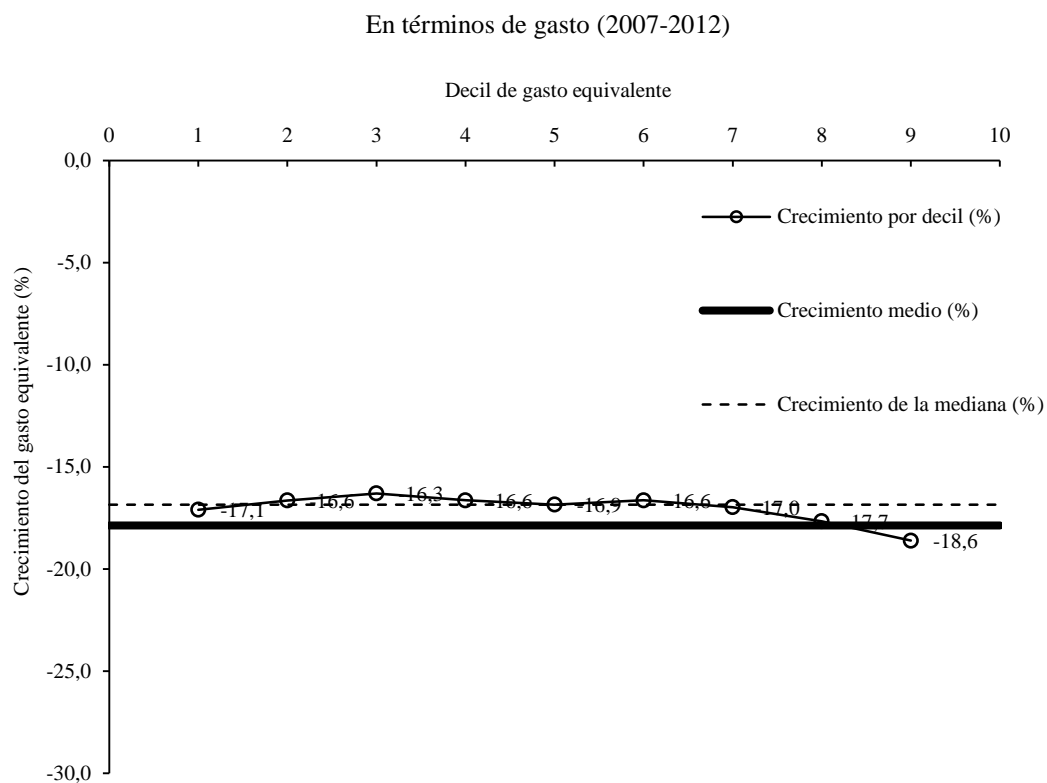
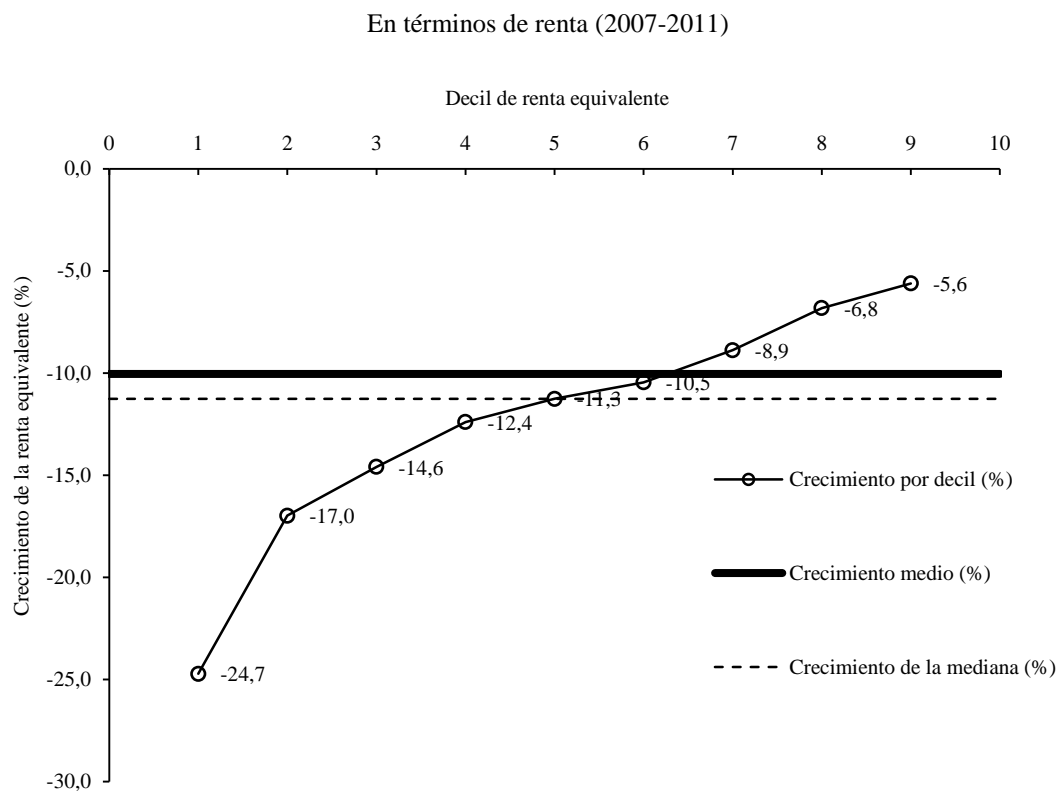
donde  $\mu_t$  representa el ingreso promedio –o, en general, el promedio del indicador de bienestar correspondiente– en el periodo  $t$ . El resultado de la aplicación de esta metodología a los nueve deciles de renta (en el panel superior y utilizando la ECV e incluyendo el alquiler imputado) y gasto (en el gráfico inferior, a partir de la EPF y también recogiendo el concepto de alquiler imputado para las familias que poseen una vivienda en propiedad) se recoge en la figura 9. En ella se ilustra de forma nítida que la

---

<sup>14</sup> Resultados obtenidos del banco de datos del Centro de Investigaciones Sociológicas ([http://www.cis.es/cis/opencms/ES/2\\_bancodatos/](http://www.cis.es/cis/opencms/ES/2_bancodatos/)). La última ola de estas encuestas, correspondiente a noviembre de 2013 (periodo que ya no cubren ni la ECV ni la EPF, arrojaba un guarismo de 90,8%.

reducción porcentual de renta experimentada por los hogares durante la crisis ha sido decreciente con la renta. Utilizando la jerga que se ha popularizado en los últimos tiempos, el coste de la crisis habría recaído sobre los más pobres en mucha mayor medida que entre los que cuentan con mayores rentas. Sin embargo, en términos de gasto en consumo, aunque el periodo de tiempo considerado es ligeramente distinto (un año más, hasta 2012), el perfil de la caída del gasto resulta completamente diferente, puesto que se observa una caída bastante similar, de entre el 16 y el 19%, en todas las decilas.

Figura 9. Curvas de incidencia del crecimiento durante la crisis en España



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV y la EPF.

En segundo lugar, se evalúa formalmente la dispersión de ingreso y gasto utilizando el indicador de desigualdad más conocido, el coeficiente de Gini. Éste puede definirse de la forma siguiente:

$$I = \frac{1}{2} \int_0^1 [p - L(p)] dp \quad [8]$$

Aunque esta medida, de desigualdad relativa, es la más habitual en los estudios académicos, debe señalarse que puede calcularse con facilidad una versión absoluta del índice de Gini (*IA*), que toma en consideración la distancia absoluta al bienestar medio de la población puede computarse, simplemente, como el producto del Gini relativo y la renta o gasto promedio.<sup>15</sup>

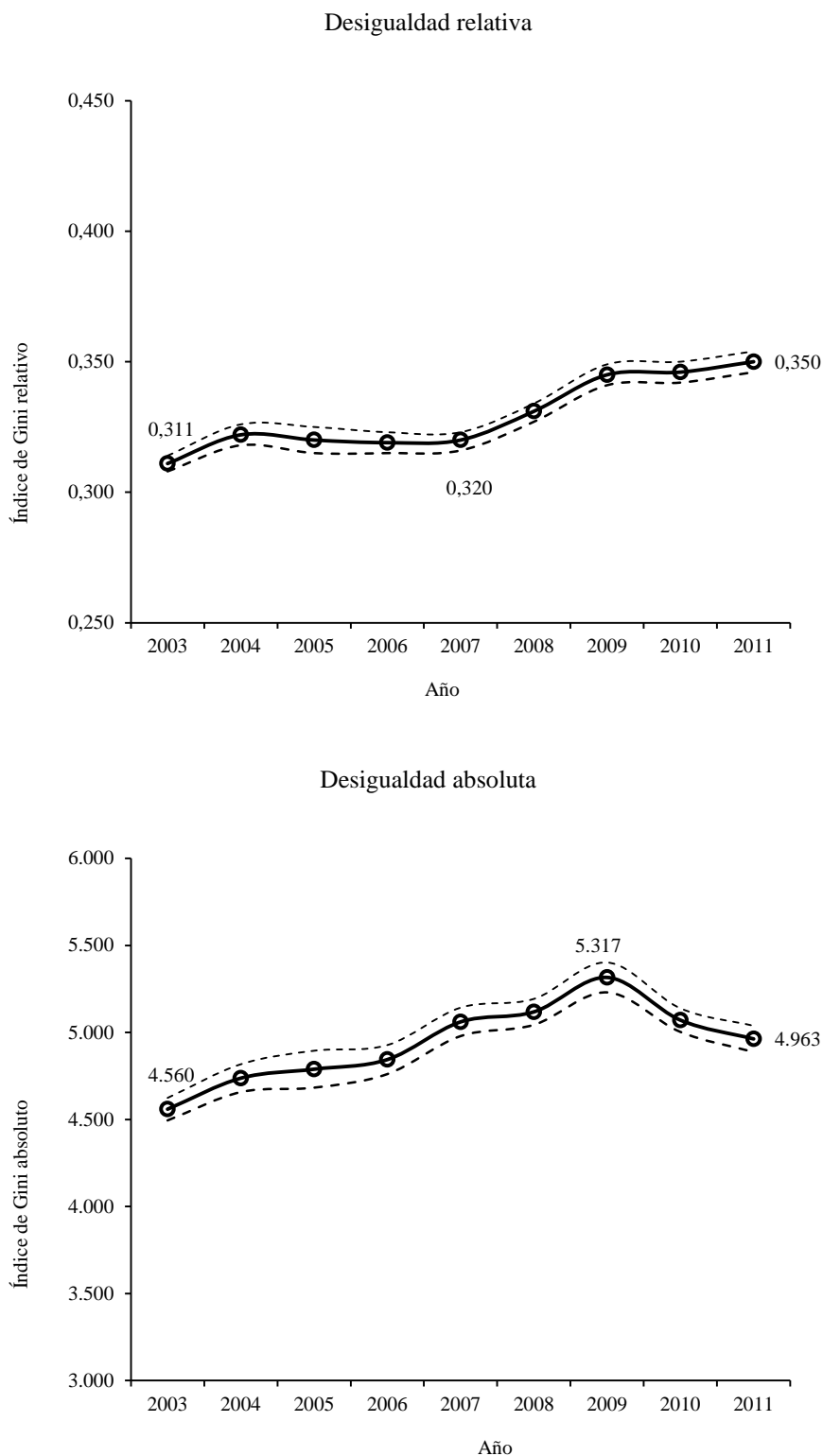
En las figura 10, 11, 12 y 13, se presenta la evolución de los índices de Gini de la renta y gasto equivalente en España entre 2003 y 2011 y 2006 y 2012, respectivamente, tanto en su versión relativa como absoluta e incluyendo y excluyendo el alquiler imputado, con intervalos de confianza al 95% calculados siguiendo a Duclos y Araar (2006).

Comenzando por la desigualdad en materia de ingreso (figuras 10 y 11), en relación con la desigualdad relativa, puede señalarse que, durante los años de la crisis, el índice de Gini se incrementado en torno al 10%, pasando de 0,320 a 0,350, en la medida sin alquiler imputado, y de 0,289 a 0,318, en materia de ingreso incluyendo dicho concepto. En materia de desigualdad absoluta, el correspondiente índice de Gini señala que existía la tendencia a su crecimiento se mantiene hasta el 2009, produciéndose una caída en el último de los años estudiados. La evolución de la desigualdad en el gasto (tanto incluyendo como excluyendo alquiler imputado) es muy diferente, con una clara estabilidad de la desigualdad relativa y una reducción de la desigualdad absoluta (figuras 12 y 13).

---

<sup>15</sup> Intuitivamente, el concepto de desigualdad absoluta se resume en que, para que su nivel se mantenga constante, cualquier variación de renta debe repartirse equitativamente en términos absolutos (no relativos).

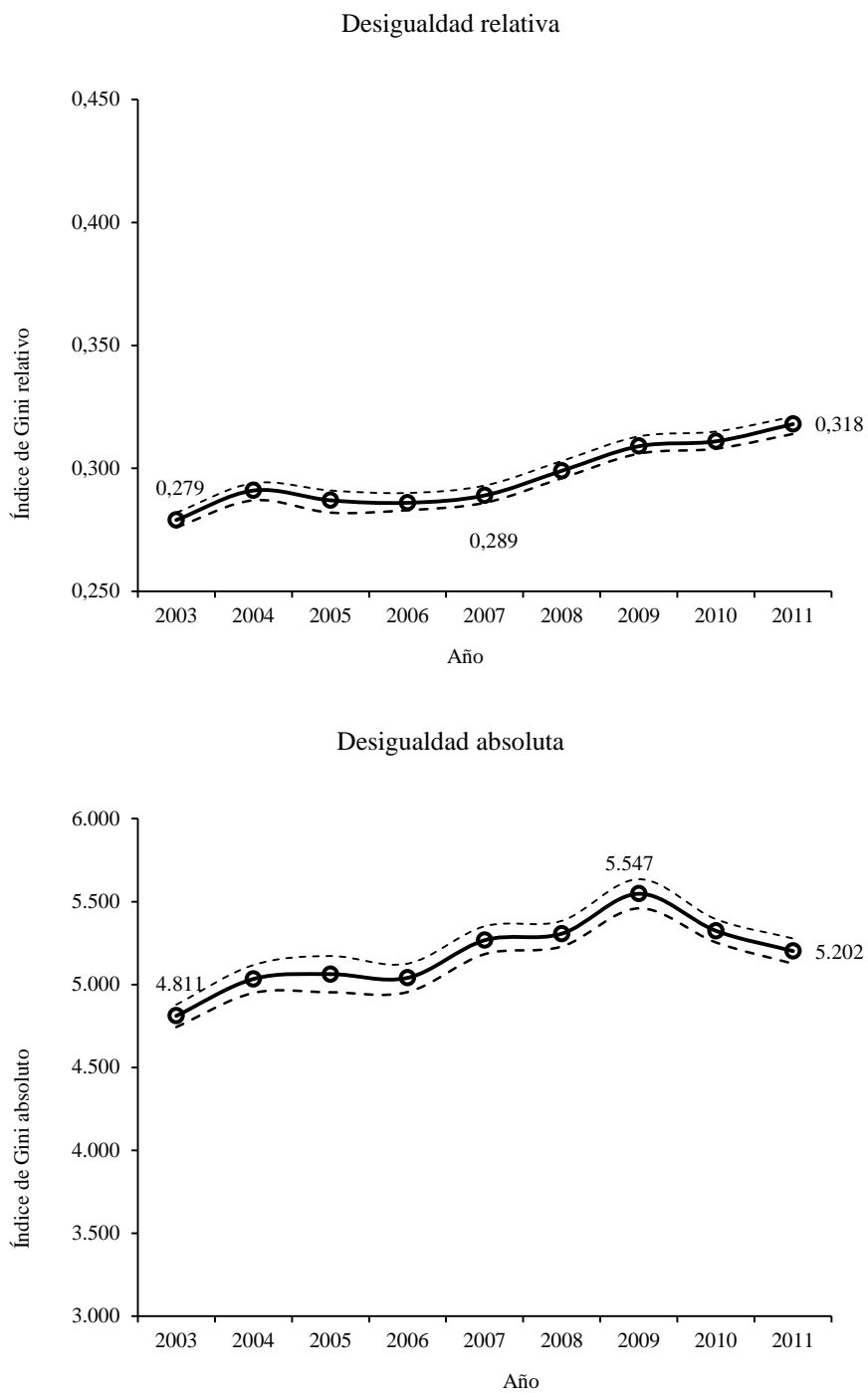
Figura 10. Evolución de la desigualdad absoluta y relativa en términos de renta (sin alquiler imputado) en España (2003-2011)



Nota: las líneas de puntos corresponde a los intervalos de confianza al 95% del indicador.

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

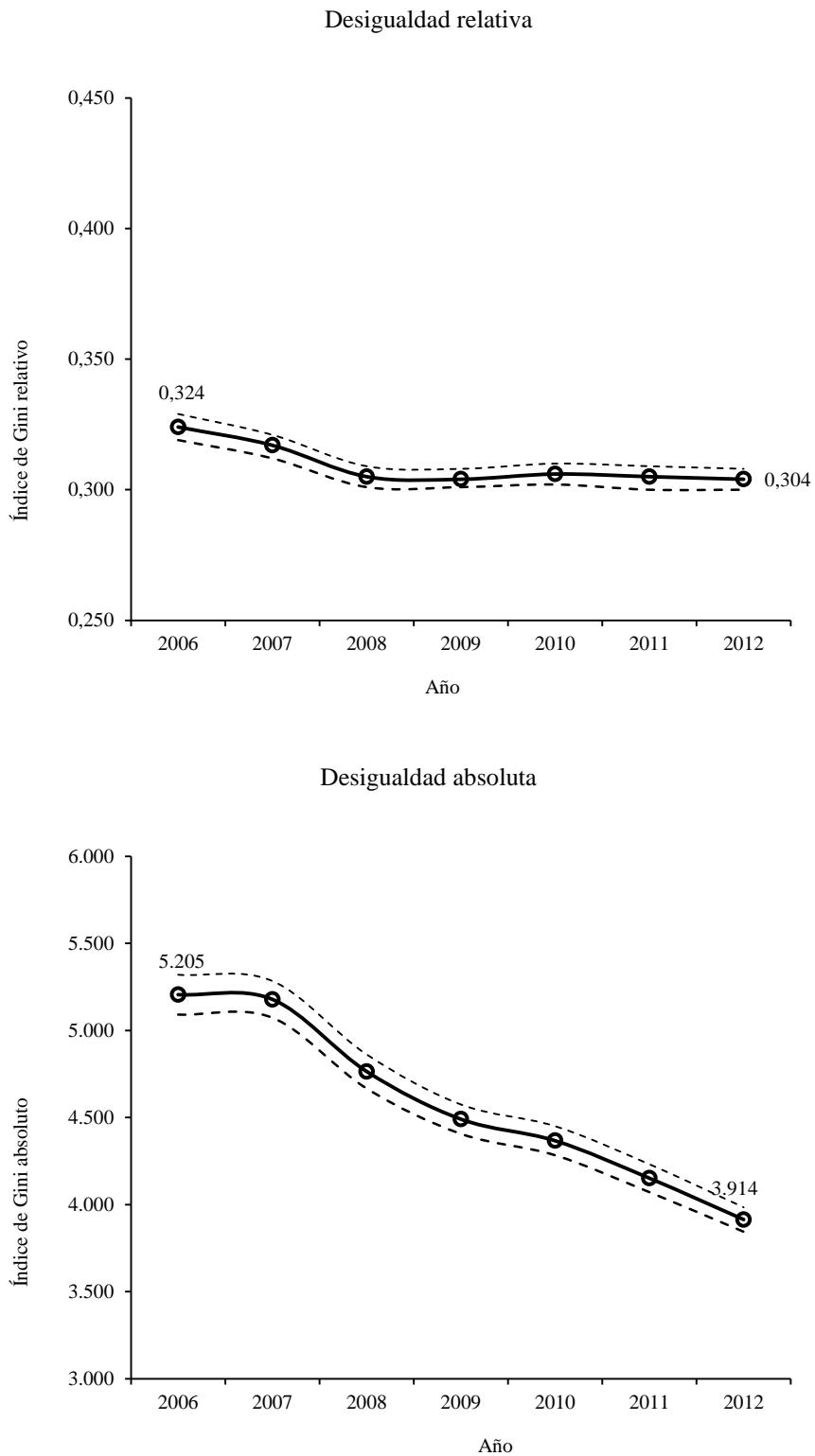
Figura 11. Evolución de la desigualdad absoluta y relativa en términos de renta (con alquiler imputado) en España (2003-2011)



Nota: las líneas de puntos corresponde a los intervalos de confianza al 95% del indicador.

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Figura 12. Evolución de la desigualdad absoluta y relativa en términos de gasto (sin alquiler imputado) en España (2006-2012)

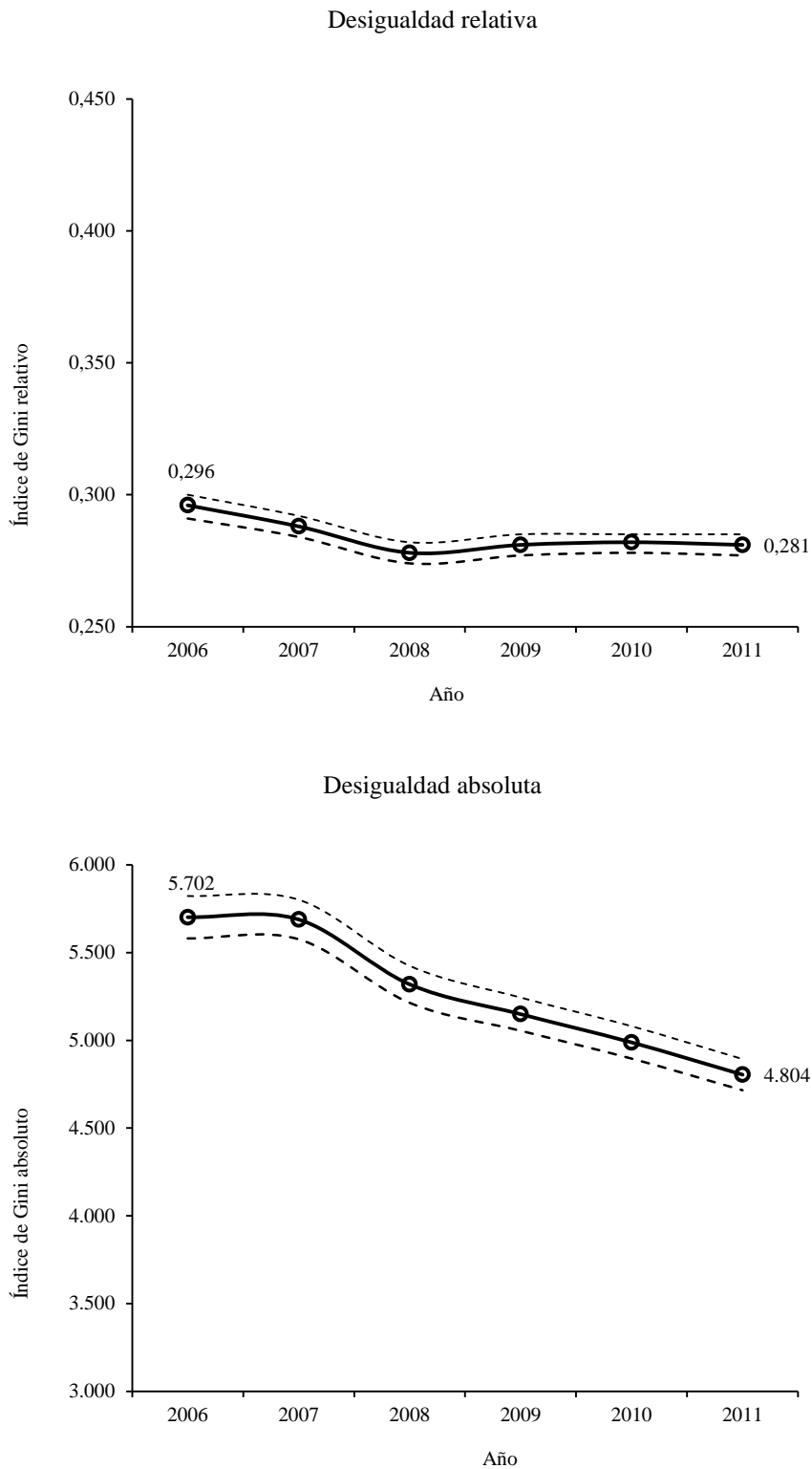


Nota: las líneas de puntos corresponde a los intervalos de confianza al 95% del indicador.

Fuente: elaboración propia a partir de la EPF.



Figura 13. Evolución de la desigualdad absoluta y relativa en términos de gasto (con alquiler imputado) en España (2003-2011)



Nota: las líneas de puntos corresponde a los intervalos de confianza al 95% del indicador.

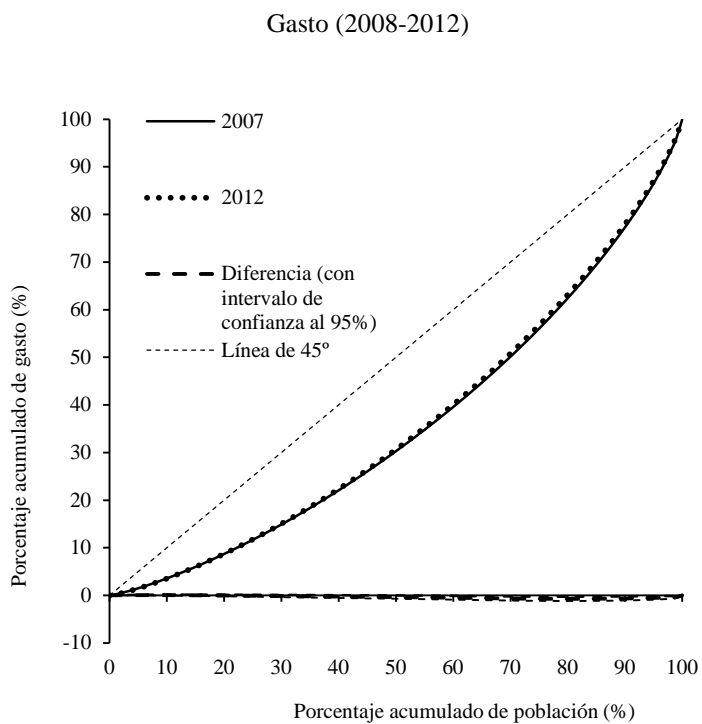
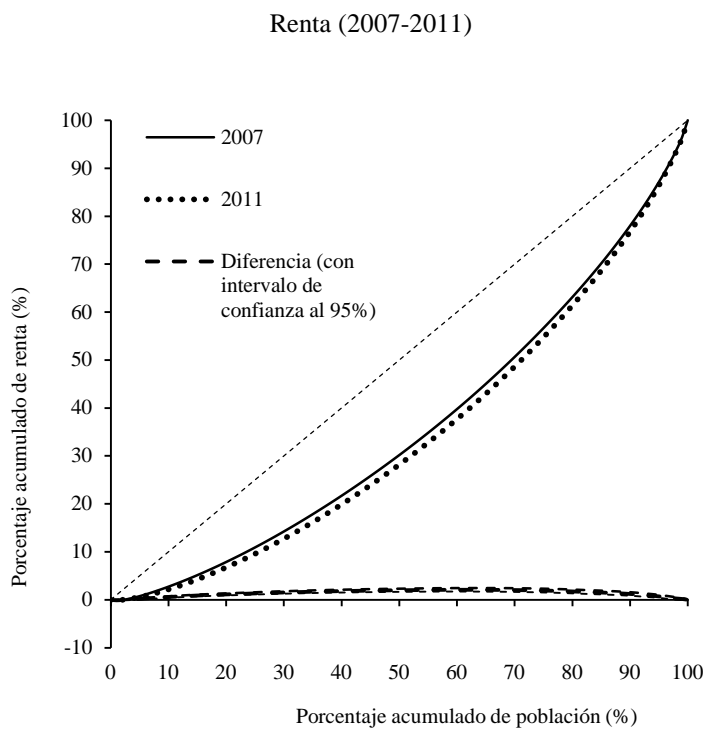
Fuente: elaboración propia a partir de la EPF.

Una vez determinada la tendencia creciente del índice de Gini durante la actual crisis económica, conviene examinar con mayor detalle el periodo de crisis para determinar si, al menos en términos de renta, se produce un incremento inequívoco de la desigualdad, esto es, llevar a cabo un análisis de dominancia de la desigualdad. En primer lugar, a partir de las curvas de Lorenz, es posible determinar si el incremento de la desigualdad relativa es inequívoco o si, por el contrario, depende del indicador concreto utilizado y los juicios de valor que éste incorpore. La curva de Lorenz de una distribución puede definirse como

$$L(p) = \frac{1}{\mu_0} \int_0^p Q(p) dp \quad [9]$$

En este sentido, para dos distribuciones  $A$  y  $B$ ,  $A$  domina a  $B$  en términos de Lorenz si y sólo si para todo  $q \in [0, 1]$ ,  $L_A(q) \geq L_B(q)$  y, para algún  $q$ ,  $L_A(q) > L_B(q)$ . En ese caso, la desigualdad relativa es mayor en la población  $A$  que en la  $B$ . El análisis gráfico correspondiente, que presenta ambas curvas y la diferencia entre las mismas (acompañada del intervalo de confianza a un nivel del 95% para la misma) se recoge en la figura 14. En el panel superior se muestra el análisis de dominancia relativo al ingreso y, en la parte inferior, el correspondiente al gasto, en ambos casos incluyendo la renta imputada. En relación con el ingreso, el gráfico muestra que la curva de Lorenz correspondiente a la distribución de la renta de 2007 se encuentra por debajo en prácticamente la totalidad de la distribución. Aunque no se aprecia con nitidez en el gráfico, se ha determinado analíticamente que el curva de 2007 se encuentra por debajo de la de 2011 hasta el primer percentil. Por tanto, desde un punto de vista teórico, no puede establecerse la dominancia de la primera de las curvas y, por ende, señalar de forma inequívoca que la desigualdad relativa se incrementó.

Figura 14. Análisis de dominancia de las curvas de Lorenz en España



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV y EPF.

Sin embargo, podemos recurrir a índices que, incorporando juicios de valor - como el propio coeficiente de Gini- permitan emitir un juicio informado sobre la evolución de la disparidad de ingresos en España a consecuencia de la crisis.<sup>16</sup> Otros índices indicadores que pueden utilizarse son, por ejemplo, el índice de Atkinson y los de entropía generalizada, que se definen como sigue:

$$A(\varepsilon) = \begin{cases} 1 - \frac{\left[ \int_0^1 Q(p)^{1-\varepsilon} dp \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{\mu} & \text{si } \varepsilon \neq 1 \\ 1 - \frac{\int_0^1 \ln[Q(p)] dp}{\mu} & \text{si } \varepsilon = 1 \end{cases}$$

$$GE(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta(\theta-1)} \left[ \int_0^1 \left( \frac{Q(p)}{\mu} \right)^\theta dp - 1 \right] & \text{cuando } \theta \neq 0, 1 \\ \int_0^1 \ln \frac{\mu}{Q(p)} dp & \text{cuando } \theta = 0 \\ \int_0^1 \frac{Q(p)}{\mu} \ln \frac{Q(p)}{\mu} dp & \text{si } \theta = 1 \end{cases} \quad [10]$$

$\varepsilon$  es un parámetro que recoge la aversión a la desigualdad del índice de Atkinson, mientras que  $\theta$  es un indicador de sensibilidad de la medida a la localización de las diferencias de bienestar a lo largo de la distribución. Para valores de  $\theta$  negativos, el indicador es más sensible a la desigualdad en la parte baja de la distribución, mientras que para valores positivos y elevados, se muestra más sensible a las diferencias en la parte superior. Si  $\theta = 0$ ,  $GE$  es igual a la desviación media de los logaritmos, mientras que si toma el valor uno, nos encontramos ante el conocido índice de desigualdad de Theil. En la tabla 11, se presentan algunos de estos índices y todos ellos indican un crecimiento de los niveles de desigualdad de 2007 a 2011, con la excepción de valores

<sup>16</sup> Para una revisión detallada de estos indicadores, véase, por ejemplo, Lambert (2001) y Cowell (2011)

negativos del índice de entropía generalizada (muy sensible a cambios en la parte baja de la distribución).<sup>17</sup>

Tabla 11. Evolución de la distribución de la renta en España de acuerdo con diferentes medidas de desigualdad (2007-2011)

	Año 2007			Año 2011			Diferencia		
	Coficiente	Error estándar		Coficiente	Error estándar		Coficiente	Error estándar	
Gini	0,289	0,002		0,318	0,002		0,028	0,003	
Atkinson ( $\epsilon = 0.5$ )	0,068	0,001	***	0,085	0,001	***	0,017	0,003	***
Atkinson ( $\epsilon = 1$ )	0,135	0,002	***	0,168	0,002	***	0,034	0,006	***
Atkinson ( $\epsilon = 2$ )	0,325	0,015	***	0,500	0,043	***	0,175	0,000	***
GE( $\vartheta = -2$ )	11,715	6,415	*	75,485	61,567		63,770	61,900	
GE( $\vartheta = 0$ )	0,145	0,002	***	0,184	0,003	***	0,040	0,003	***
GE( $\vartheta = 1$ )	0,134	0,002	***	0,162	0,002	***	0,028	0,003	***
GE( $\vartheta = 2$ )	0,158	0,003	***	0,187	0,003	***	0,029	0,005	***

\*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

En términos de gasto, en el panel inferior de la figura 7, las curvas de Lorenz, de forma clara, se cruzan, por lo que no es posible concluir la existencia de una distribución del gasto sobre otra. Mientras que en la parte baja la desigualdad parece haberse incrementado, en la parte alta, por el contrario, se habría reducido. Los distintos índices de desigualdad del gasto que pueden calcularse arrojan, exactamente, la misma conclusión (tabla 12). Efectivamente, mientras que la desigualdad habría descendido ligeramente según algunos indicadores (Gini o el índice de entropía para valores no negativos), en otros casos no parece haber evidencia de diferencias estadísticamente significativas entre el valor del indicador en 2007 y 2012 (el caso del índice de Atkinson).

<sup>17</sup> Estos resultados coinciden con los presentados por Ayala (2013).

Tabla 12. Evolución de la distribución del gasto en España de acuerdo con diferentes medidas de desigualdad (2007-2012)

	Año 2007			Año 2011			Diferencia		
	Coefficiente	Error estándar		Coefficiente	Error estándar		Coefficiente	Error estándar	
Gini	0,288	0,002	***	0,281	0,002	***	-0,007	0,003	**
Atkinson ( $\epsilon = 0.5$ )	0,067	0,001	***	0,064	0,001	***	-0,003	0,003	
Atkinson ( $\epsilon = 1$ )	0,128	0,002	***	0,124	0,002	***	-0,004	0,007	
Atkinson ( $\epsilon = 2$ )	0,240	0,003	***	0,240	0,003	***	0,000	0,000	***
GE( $\theta = -2$ )	0,219	0,005	***	0,239	0,011	***	0,020	0,012	
GE( $\theta = 0$ )	0,137	0,002	***	0,132	0,002	***	-0,005	0,003	*
GE( $\theta = 1$ )	0,140	0,002	***	0,131	0,002	***	-0,009	0,003	***
GE( $\theta = 2$ )	0,168	0,005	***	0,150	0,003	***	-0,018	0,006	***

\*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Cabe reseñar que no es sencillo a priori reconciliar la evidencia sobre la evolución de la desigualdad en materia de consumo y renta durante la crisis.<sup>18</sup> Sin embargo, una trayectoria disímil de la dispersión de renta y consumo no parece ser, en absoluto, una excepción en la literatura. Son varios los países para los que se han detectado divergencias entre la evolución de la distribución del consumo y la renta, como Estados Unidos (Krueger y Perri, 2006, Guneven, 2007, Blundell *et al.*, 2008, Meyer y Sullivan, 2009, 2011 y 2013, Aguiar y Bils, 2011, Attanasio *et al.*, 2014) Reino Unido (Attanasio *et al.*, 2002, Blundell y Etheridge, 2010), Italia (Jappelli y Pistaferri, 2010) e incluso España para periodos anteriores (Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos, 2010). De acuerdo con la literatura, los factores que podrían explicar esta discrepancia son varios:

- Problemas de medición. Aguiar y Bils (2011), Meyer y Sullivan (2013) y Attanasio *et al.* (2014) señalan que, en el caso estadounidense, la principal fuente estadística que se ha venido utilizando para estudiar la evolución de la desigualdad en el gasto se encuentra plagada de errores de medida que no toman

<sup>18</sup> En este sentido, cabe mencionar que el autor trazó la evolución de la distribución del ingreso desde 2006 utilizando datos de la EPF, encontrando un patrón muy similar al hallado a partir de la ECV. Por lo tanto, en todo caso, no parece que la evolución de la distribución del ingreso esté relacionado con un problema de medición específico de la ECV.

la forma clásica (es decir, que no son independientes del valor de la variable latente que pretenden medir, es decir, del consumo). Meyer y Sullivan (2011) también señalan que en el caso de la renta, el sub-declaración es mayor que en el caso del consumo. En concreto, errores de medida en los extremos de la distribución del gasto serían los responsables de esta diferencia entre los datos de renta y consumo. Desafortunadamente, estos aspectos no han sido específicamente estudiados en España.

- El acceso al crédito y las restricciones de liquidez. Krueger y Perri (2006), para el caso estadounidense, señalan que, posiblemente, la mayor estabilidad de la desigualdad en el consumo –en comparación con la dispersión de la renta- es un producto del acceso al crédito. Los hogares endeudarían para hacer frente *shocks* de renta, de forma que la evolución del consumo sería similar a la desigualdad. Cuando el acceso al crédito no es posible, el incremento de la desigualdad en materia de renta llevaría a un incremento en los niveles de desigualdad del gasto en consumo. Este argumento parecería de poca aplicación para nuestro país, puesto que, precisamente, en la Gran Recesión, los flujos de crédito han disminuido sustancialmente.

La persistencia de los *shocks* de renta. Varios autores señalan que mientras que los *shocks* de renta transitorios no se trasladan a la distribución del gasto en consumo, sí lo hacen los *shocks* de carácter transitorio. De esta forma, un incremento de la proporción de *shocks* transitorios por cuestiones macroeconómicas o reformas laborales que facilitasen la flexibilidad, en principio, podría elevar la desigualdad de la renta repercutiendo en menor medida en el consumo. Esta es la principal línea de argumentación de trabajos como los de Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010), que analizan la desigualdad en España desde los años 80, el de Japelli y Pistaferri (2010), centrado en Italia, el Attanasio et al. (2002) o Blundell y Etheridge (2010), para el Reino Unido, o el de Guvenen (2007), para Estados Unidos. En este sentido, cabe especular con el hecho de que es posible que la crisis haya significado un cambio en las fuentes de diferencias transitorias, y no permanentes, entre los hogares, como cabe esperar en un periodo de tiempo pequeño y dominado por la coyuntura macroeconómica y con reformas que podrían haber elevado la inestabilidad de los ingresos laborales. Este contexto sería compatible con una mayor caída de la desigualdad en materia de ingreso que de consumo.

Asimismo, podemos tener en cuenta que la capacidad para recortar su consumo por parte de los hogares de mayores ingresos es muy superior a la que exhiben los hogares en la parte baja de la distribución, puesto que es lógico suponer dedican una mayor proporción de su renta a consumo de carácter más suntuario. No obstante, resulta obvio que reconciliar completamente la evidencia empírica sobre la desigualdad en materia de gasto e ingreso debe ser un tema de futura investigación, puesto que queda fuera del alcance de este proyecto.

Finalmente, conviene reseñar el trabajo de Ayala (2013), que presenta una perspectiva comparada de la evolución de la desigualdad en algunos países europeos (entre ellos España) y Estados Unidos. La investigación de este autor pone de manifiesto que, en España, el incremento de la desigualdad durante la crisis fue superior al que sufrieron otros países desarrollados.

## **6.2. POBREZA, DESIGUALDAD Y CRECIMIENTO**

Un último análisis que reviste especial interés y que vincula los niveles de pobreza y desigualdad consiste en determinar en qué medida el incremento de la pobreza (utilizando un umbral absoluto de 14,40 US\$/día en PPC en 1985) del periodo de crisis se destacó en el apartado anterior se asocia a una caída del ingreso promedio (efecto del decrecimiento) y qué porción de dicho empobrecimiento se deba a cambios en la distribución del ingreso. Para ello, se utiliza el método de descomposición propuesto por Datt y Ravallion (1992). De acuerdo con estos autores, la diferencia entre dos indicadores de pobreza entre dos periodos  $t_1$  y  $t_2$ , tomando como referencia el primero de ellos, puede expresarse de la siguiente forma:

$$IP_{t_2} - IP_{t_1} = G(t_1, t_2) + D(t_1, t_2) + R(t_1, t_2)$$

donde

$$G(t_1, t_2) \equiv IP(\mu_{t_2}; L_1) - IP(\mu_{t_1}; L_1) \quad [11]$$
$$D(t_1, t_2) \equiv IP(\mu_{t_1}; L_{t_2}) - IP(\mu_{t_1}; L_{t_1})$$

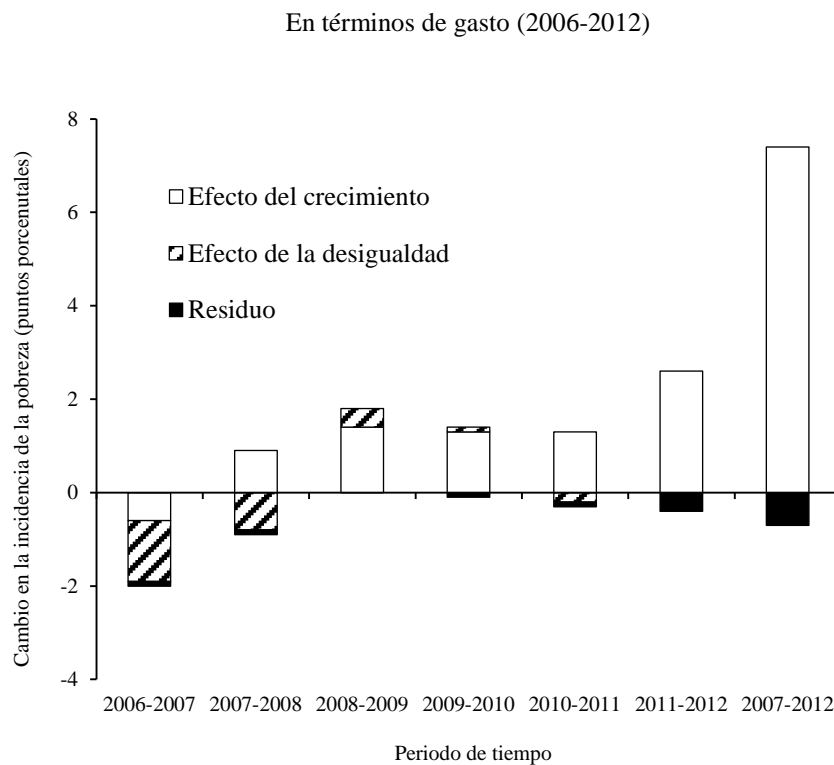
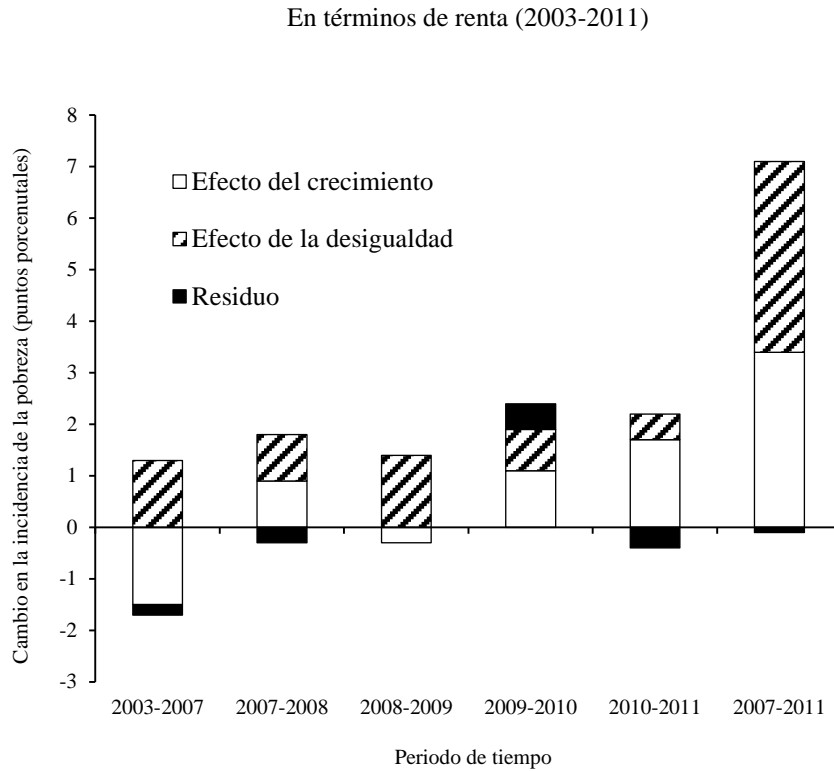
donde  $IP$  es un indicador de pobreza,  $G$ , el componente asociado al crecimiento (la variación de la pobreza que se habría observado de no producirse cambios distributivos) y  $D$ , el cambio en el indicador de pobreza vinculado al cambio en la desigualdad (la variación que habría experimentado la pobreza si no se hubiese producido crecimiento). El componente  $R$  es un residuo que recoge las interacciones entre crecimiento y



desigualdad y cuya interpretación no es directa, puesto que mide el cambio en los componentes derivados de alterar el periodo de referencia. Datt y Ravallion sugieren una parametrización basada en los indicadores de pobreza de FGT y un modelo Beta para las curvas de Lorenz de ambos periodos. Esta estrategia se utiliza para descomponer el crecimiento de casi 7 puntos porcentuales de la pobreza en términos de renta y gasto constatado en el apartado 5.1.

Los resultados de la descomposición Datt-Ravallion para la tasa de riesgo de pobreza se recogen en la figura 15. En este gráfico se descompone también la variación del indicador de recuento durante el periodo inmediatamente anterior a la crisis. Las principales conclusiones que puede derivarse de este análisis son dos. Por un lado, el incremento de la pobreza absoluta en términos de renta se explica, prácticamente a partes iguales, por la caída de la renta (efecto crecimiento) y por el incremento de la desigualdad. Por otra parte, en el caso del aumento de la pobreza medida a través del gasto en consumo, el aumento de la tasa de riesgo de pobreza obedece, enteramente, a la caída del gasto en la economía. Estos dos resultados se corresponden estrechamente con los obtenidos en el apartado anterior, en el que se evidenció que la desigualdad en términos de renta parecía haberse incrementado, mientras que, en términos de gasto, el análisis era mucho menos concluyente.

Figura 15. Descomposición Datt-Ravallion de la variación de la tasa de riesgo de pobreza en España



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV y la EPF.

### **6.3. LA DESIGUALDAD FUNCIONAL DE LA RENTA**

Finalmente, cabe hacer referencia a la distribución funcional de la renta en nuestro país. Para ello, siguiendo la metodología de Eurostat, se calcula cuál es el peso ajustado de los salarios en el PIB, esto es, la participación del factor trabajo en el total del producto, de acuerdo con la expresión siguiente:

$$S_t = 100 \frac{MS_t}{PIB_t} \frac{LA_t}{LT_t} \quad [12]$$

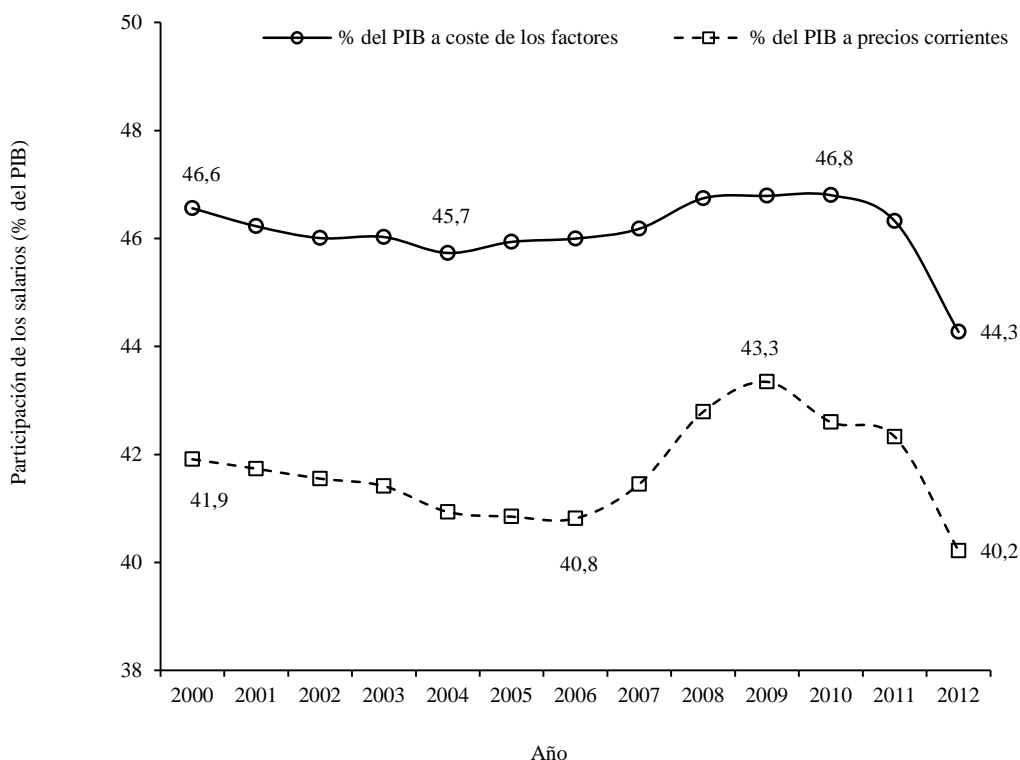
*MS* representa la masa salarial, mientras que *LT* y *LA* denotan el empleo total equivalente a tiempo completo y el empleo total asalariado equivalente, respectivamente.<sup>19</sup> Dado que el porcentaje de trabajadores que son asalariados puede experimentar variaciones a lo largo del tiempo –normalmente, con el desarrollo económico, el empleo autónomo tiende a decrecer–, se calcula el producto entre el ratio entre masa salarial y PIB y la tasa de asalarización. Se ha procedido a computar el peso de los salarios sobre el PIB a precios de mercado y a coste de los factores, es decir, excluyendo los impuestos indirectos y subvenciones de explotación.<sup>20</sup> Ambos indicadores (figura 16), en particular, el PIB a coste de los factores, muestran una caída de la participación del factor trabajo en el producto. Mientras que, a coste de los factores, esta caída (2,5 puntos porcentuales) parece estar asociada fuertemente a la crisis, en el caso del PIB a precios de mercado, aunque la caída es mayor (3,1 puntos desde 2009), en 2012 el peso de la masa salarial es similar sólo ligeramente inferior a 2006. Posiblemente, el repunte de la participación de los salarios en el PIB en los primeros momentos de la crisis está en gran medida asociado al crecimiento negativo de los precios en 2009, cuando el incremento salarial pactado en términos nominales fue 2,4 puntos y la inflación cayó 3 décimas, de forma que se incrementaron sustancialmente los salarios reales de los trabajadores españoles. No obstante, como se muestra en el gráfico, este efecto se ha diluido rápidamente.

---

<sup>19</sup> Véanse las definiciones exactas de las variables ALCD0 y ALCD2 en la web de la *Annual Macroeconomic Database*, en [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/ameco/HelpHtml/alcd0.html](http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/HelpHtml/alcd0.html) y [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/ameco/HelpHtml/alcd2.html](http://ec.europa.eu/economy_finance/ameco/HelpHtml/alcd2.html).

<sup>20</sup> En otras palabras, el peso de los salarios sobre el PIB a coste de los factores es el porcentaje que la masa salarial supone sobre la suma de la masa salarial y el excedente bruto de explotación y rentas mixtas.

Figura 16. Distribución funcional de la renta en España (participación de los salarios en el PIB en %, 2000-2012)



Fuente: elaboración propia a partir de información estadística de la Contabilidad Nacional anual del INE.

#### 6.4. UNA EXPLORACIÓN PRELIMINAR DEL INCREMENTO DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

Para tratar de comprender, en mayor medida, qué factores se encuentran detrás del incremento de la desigualdad descrito en el apartado 6.1. En primer lugar, se realiza una descomposición del índice de Gini por fuentes de renta, siguiendo la metodología de Lerman y Yitzhaki (1985). De acuerdo con estos autores, el coeficiente de Gini del ingreso equivalente y puede expresarse como

$$I = \frac{2 \operatorname{cov}[y, F(y)]}{\mu} = \sum_k S_k R_k I_k \quad [13]$$

$\mu$  representa el ingreso equivalente promedio, mientras que  $S_k$  es la participación en la renta total de la  $k$ -ésima fuente de renta,  $R_k$  es la correlación entre la fuente de ingreso  $y_k$  y el ingreso total e  $I_k$ , el coeficiente de Gini de la fuente de ingresos  $k$ . Los resultados

de la aplicación de la descomposición se presentan en la tabla 13. Los resultados, desafortunadamente, no son demasiado ilustrativos. Indican que el incremento de la desigualdad en materia de distribución del ingreso se asocia, fundamentalmente, a las rentas procedentes del empleo autónomo y las prestaciones. La interrelación e interacción entre distintos elementos –porcentaje que supone cada fuente sobre el total, correlación de cada fuente con la renta total y dispersión del ingreso procedente de cada una de ellas- hace difícil la interpretación de los resultados. Así, por ejemplo, no es sencillo analizar, a partir de esta descomposición, qué relación existe entre el mercado de trabajo y la desigualdad, en la medida que, simultáneamente, están aconteciendo cambios en las remuneraciones y en el acceso de los individuos a este tipo de ingresos. Asimismo, este tipo de ejercicio no está exento de problemas; no en vano existen distintas alternativas metodológicas para la descomposición de la desigualdad por fuentes de renta. Por ello, se considera preciso realizar una descomposición más compleja donde puede abordarse el tema con un poco más de detalle y que proporcione una interpretación más conveniente.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 13. Descomposición del índice de Gini en España (2007-2011)

Fuente de renta	Año 2007				Año 2011				Contribución al cambio	
	Porcentaje de la renta total (%)	Correlación con la renta total	Contribución absoluta	Contribución relativa (%)	Porcentaje de la renta total (%)	Correlación con la renta total	Contribución absoluta	Contribución relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)
Empleo	0,564	0,786	0,225	67,3	0,512	0,756	0,217	61,5	-0,008	-40,0
Auto-empleo	0,063	0,352	0,022	6,7	0,068	0,560	0,039	11,0	0,017	85,0
Capital	0,018	0,615	0,010	3,1	0,015	0,636	0,009	2,6	-0,001	-5,0
Otras	0,098	0,198	0,010	2,9	0,104	0,238	0,011	3,1	0,001	5,0
Impuestos	0,110	0,877	0,059	17,7	0,100	0,844	0,055	15,6	-0,004	-20,0
Prestaciones	0,147	0,073	0,008	2,3	0,201	0,162	0,022	6,2	0,014	70,0
Total	100,0	1,000	0,334	100,0	100,0	1,000	0,354	100,0	0,020	100,0

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Para completar este subapartado, siguiendo los objetivos propuestos en la memoria, se procede a tratar de explicar alguno de los factores causales del incremento de la desigualdad personal de la renta durante el periodo de crisis. En este sentido, se procede a utilizar una de las técnicas econométricas de descomposición más conocidas, la propuesta por Fields (2003).<sup>21</sup> Este autor parte de una función de generación de ingresos como la siguiente:

$$\ln y_i = \alpha + x_i' \beta + \varepsilon_i \quad [14]$$

donde  $y$  es el ingreso neto equivalente del hogar (con alquiler imputado),  $x$  es un vector de características observables de los cabezas de familia y los hogares y  $\varepsilon$  es una perturbación aleatoria que se comporta como un ruido blanco. Este autor demuestra que, a partir de la ecuación anterior,

$$\text{var}(\ln y_i) = \sum_k \beta_k \frac{\sigma(x_i^k) \rho(\ln y_i, x_i^k)}{\sigma(\ln y_i)} \text{var}(\ln y_i) + \text{cov}(\ln y_i, \varepsilon_i) \quad [15]$$

donde  $\sigma$  denota la desviación típica y  $\rho$ , el coeficiente de correlación de Pearson. De esta forma, es relativamente sencillo expresar una medida de desigualdad como la varianza de los logaritmos de la renta o el coeficiente de variación de los mismos como una suma aditiva de cada uno de los factores considerados, así como su contribución al cambio en la desigualdad. En la ecuación de generación de ingresos, dentro del vector  $x$ , consideramos las siguientes variables: sexo, edad, país de nacimiento, estado civil, nivel educativo, estado de salud y situación de actividad del responsable de la vivienda, tamaño del hogar, presencia de niños de distintas edades, número de personas de 65 ó más años, indicadores sobre la situación de actividad del resto de miembros del hogar, régimen de tenencia de la vivienda, región de residencia y densidad de población de la localidad en la que se encuentra la familia. Los resultados de la regresión se omiten por simplicidad y en la tabla 14 se presentan los principales resultados de la descomposición econométrica del coeficiente de variación del ingreso descrita en líneas anteriores. Éstos nos son demasiado elocuentes, dado que el cambio en el residuo (la parte de la varianza de los ingresos no explicada por las características incluidas como variables independientes) supone casi la mitad del cambio en la dispersión de la renta durante el periodo de crisis. Es destacable, no obstante, que las variables que en mayor medida

---

<sup>21</sup> Esta descomposición, por ejemplo, la utilizan Brewer y Wren-Lewis (2012) para estudiar el incremento de la desigualdad en Reino Unido durante el periodo 1968-2009 y Adiego y Ayala (2013) el caso español desde 1990 a 2006.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

explican el incremento del coeficiente de variación son las relacionadas con la situación laboral de los miembros de la familia (la situación del sustentador principal explica 24,3 puntos porcentuales de la variación y la del resto de miembros, 9,3), el número de miembros del hogar (12,1 puntos) y el régimen de tenencia de la vivienda (10,3), con roles menores para la edad del cabeza de familia (5,6) y su condición de inmigrante (2,8). El resto de características tienen un impacto marginal.

Tabla 14. Descomposición del coeficiente de variación del logaritmo neperiano de la renta equivalente de los hogares en España (2007-2011)

	Contribución de cada grupo de variables a la desigualdad		Contribución de cada grupo de variables al cambio en la desigualdad	
	2007	2011	Absoluto	Sobre el total (%)
Residuo	0,036	0,041	0,005	45,8
Cabeza de familia				
Sexo	0,000	0,000	0,000	0,0
Inmigrante	0,001	0,001	0,000	2,8
Edad	0,000	0,001	0,001	5,6
Estado civil	0,000	0,000	0,000	0,9
Educación	0,005	0,005	0,000	0,9
Salud	0,000	0,000	0,000	-2,8
Situación de actividad	0,002	0,004	0,003	24,3
Hogar				
Tamaño	0,003	0,004	0,001	12,1
Niños	0,001	0,000	0,000	-3,7
Mayores	0,000	0,000	0,000	1,9
Situación laboral	0,0023	0,0033	0,001	9,3
Régimen de tenencia de la vivienda	0,004	0,005	0,001	10,3
Lugar de residencia	0,003	0,003	-0,001	-7,5
Coefficiente de variación	0,058	0,068	0,011	100,0

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.



En todo caso, los resultados mostrados se encuentran en la línea de lo que sugieren otros trabajos. Por ejemplo, Ayala *et al.* (2011) apuntan a los fuertes efectos del desempleo de los miembros del hogar sobre la pobreza en los periodos de recesión. Asimismo, otros trabajos recientes, como los de Bonhomee y Hospido (2013) y García-Serrano y Arranz (2013) apuntan un incremento de la desigualdad salarial durante la crisis, lo que estaría en consonancia con los resultados anteriormente comentados.

Cabe añadir, por último, una nota sobre los posibles efectos de los recortes de gasto público y subidas de impuestos que han tenido en lugar, fundamentalmente, desde mayo de 2010. Mientras que los cambios introducidos en los impuestos y prestaciones en efectivo habrían tenido, por su diseño, un carácter progresivo, reduciendo proporcionalmente más la renta disponible de los estratos de ingreso más elevados (Avram *et al.*, 2013).<sup>22</sup> El trabajo de Cantó (2013) también señala que el sistema de impuestos y prestaciones se hizo algo más progresivo durante la crisis. Sin embargo, estas simulaciones no tienen en cuenta el efecto de las prestaciones en especie, que tampoco se tiene en cuenta en las bases de datos utilizadas en este trabajo. En este sentido, existe evidencia que señala el carácter redistributivo de los sistemas educativo y sanitario (Calero y Gil, 2013), que han sido sujetos a fuertes reducciones por parte de las distintas administraciones en España (Muñoz de Bustillo y Antón, 2014). No está claro en qué programas e intervenciones se han concentrado estos recortes ni qué colectivos, en principio, se espera que sean los más afectados en su interacción con el sistema de salud o educativo. No obstante, un recorte puramente lineal, dada la progresividad y capacidad redistributiva del gasto, perjudicaría, en mayor medida, a los ciudadanos de menores ingresos, lo que debería incorporarse al resultado anterior sobre prestaciones en efectivo e impuestos directos. Un informe del Fondo Monetario Internacional, en fechas muy recientes, señalaba que, teniendo en cuenta los efectos de los recortes presupuestarios sobre la renta de mercado, a través de su impacto, bajo determinados supuestos, sobre el mercado de trabajo y la actividad económica, tendría un efecto negativo mayor sobre las personas de menores ingresos (IMF, 2014). En este sentido, por la vía de su impacto macroeconómico (y sin tener en cuenta las

---

<sup>22</sup> Por ejemplo, algunas medidas, como la elevación del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, recorte escalonado de salarios públicos y pensiones, aun afectando negativamente a la renta disponible media, reducirían proporcionalmente más los ingresos de las personas situadas en la parte alta de la distribución.

prestaciones en especie), la austeridad presupuestaria sería responsable de, al menos, parte del crecimiento de la desigualdad desde 2007 a 2012.

## 7. UNA APROXIMACIÓN A LA VULNERABILIDAD DE LOS HOGARES ESPAÑOLES A LOS SHOCKS DE RENTA DURANTE LA GRAN RECESIÓN

La última sección analítica de este proyecto se dedica al estudio de la vulnerabilidad durante la crisis, entendida ésta en un sentido amplio, como el efecto diferencial de la crisis sobre los hogares españoles. Para ello, como se mencionó en el apartado 3.2, se utiliza el módulo longitudinal de la ECV 2008-2011, que corresponde al periodo temporal 2007-2010.<sup>23</sup> Para ello, en primer lugar, se emplea la metodología propuesta por Glewwe y Hall (1998), que proponen estimar un modelo en forma reducida destinado a caracterizar qué características de los hogares se encuentran correlacionadas con el impacto de la crisis.<sup>24</sup> En particular, se procedería a estimar por MCO con errores robustos a la heteroscedasticidad la siguiente ecuación:

$$\Delta \ln y_i^{2010-2007} = \alpha + X_i^{2007'} \beta + \varepsilon_i \quad [16]$$

donde  $\Delta \ln y_i$  representa el cambio en la renta del hogar  $i$  (en logaritmos y sin incluir alquiler imputado) entre 2007 y 2010,  $x_i$  es un vector de características socio-económicas observables del hogar,  $\beta$ , un conjunto de coeficientes, a estimar, que permite determinar el impacto de dichas características en el *shock* experimentado por el hogar durante el periodo de estudio y  $\varepsilon_i$ , una perturbación aleatoria.<sup>25</sup>

En segundo término, con la intención de aproximarse a los efectos de la crisis más allá de los efectos promedios y, a partir de la propuesta de Maloney *et al.* (2004), se examinará la correlación entre los *shocks* de ingresos y las características de los hogares a partir de regresiones por cuantiles. Para ello, se estima la siguiente ecuación:

$$Q_{\Delta \ln y_i^{2010-2007}}(\tau) = \alpha(\tau) + \beta(\tau) X_i^{2007'} \quad [17]$$

---

<sup>23</sup> Aunque en el momento de hacer este trabajo ya se encontraba disponible la ola correspondiente al periodo 2008-2011, se ha preferido utilizar el módulo 2007-2011 debido a que, en 2007, la crisis no había comenzado todavía y a que la caída de renta es más acentuada en el periodo utilizado.

<sup>24</sup> Esta aproximación la siguen otros autores, por ejemplo, Goh *et al.* (2005) para estudiar los efectos de la crisis financiera en Corea del Sur en los años 90.

<sup>25</sup> Se decidió no incluir alquiler imputado para tratar de captar de forma más certera la vulnerabilidad inducida por los hogares en la renta disponible de los hogares. En cualquier caso, los resultados obtenidos incluyendo este concepto son muy similares a los presentados en estas páginas. Es conveniente señalar que, como en el caso de Maloney *et al.* (2004), se han excluido valores extremos, como los originados por las rentas negativas o cero y se ha llevado a cabo un proceso de *trimming* para el 1% de valores más altos más bajos.

En esta expresión,  $Q$  representa el  $\tau$ -ésimo cuantil de la distribución de los cambios del ingreso,  $\alpha(\tau)$  es la constante correspondiente a la regresión cuantílica en el cuantil  $\tau$ ,  $x_i$  es un vector de características socioeconómicas del hogar  $i$  antes de la crisis y  $\beta(\tau)$ , un vector de coeficientes cuya estimación permite determinar el efecto de cada característica en el cambio de la renta del hogar durante el periodo de interés.

Un simple contraste de medias revela que, en promedio, la renta por consumo equivalente de la población descendió alrededor de €879 (y esta cantidad es estadísticamente distinta de cero en el contraste de muestras dependientes planteado). Los resultados de la regresión por MCO y de las regresiones por cuantiles para el percentil 20, 50 y 80 se presentan en la tabla 15. En la última columna de la tabla, se presentan, asimismo, los resultados de un test estadístico cuya hipótesis nula es que los coeficientes de las tres regresiones por cuantiles que se muestran son iguales. Los resultados más relevantes relativos a los estimadores MCO se resumen a continuación:

- El impacto negativo de la crisis en la categoría base resulta, aproximadamente, de 16 puntos porcentuales. Se verifica que el hecho de que el cabeza de familia posea un nivel de estudios superiores reduce el impacto promedio de la crisis en 7,1 puntos.
- Esto corrobora la hipótesis Schultz (1975), quien señala que los individuos con mayor nivel de escolaridad se adaptarían más fácilmente a los cambios en la coyuntura, en la medida que serían capaces de usar sus activos de forma más eficiente, lograr un mejor acceso al crédito o aprovechar en mayor grado las nuevas oportunidades económicas.
- El tamaño del hogar también parece que contribuye a reducir la vulnerabilidad del hogar. Cada miembro adicional, reduciría el impacto promedio aproximadamente en 3 puntos. En este sentido, este resultado puede interpretarse como un incremento de la diversificación en el acceso a distintas fuentes de renta.
- El número de niños de 6 a 14 años vendría a tener, también, un efecto negativo, al igual que las limitaciones en la actividad diaria del responsable del hogar. Posiblemente, estos resultados se vinculan a que estos elementos limitan la capacidad del hogar para incrementar su oferta de trabajo.
- El último factor relevante se asocia al menor efecto negativo de la crisis sobre los hogares en zonas poco pobladas. Esto puede vincularse a la menor

vinculación e interdependencia de las zonas rurales con el sistema financiero y el resto de la economía.

- Por último, cabe referirse a la situación personal de los miembros del hogar, que debe interpretarse con precaución. La correlación negativa entre el *shock* de renta y la participación laboral debe observarse considerando que, muy posiblemente, en los hogares en los que la participación laboral es baja, la renta puede verse incrementada, poco después, si algún miembro del hogar se incorpora al mercado de trabajo. Dicho de otra forma, es mucho más sencillo que un hogar sin ingresos experimente un crecimiento de los mismos que un hogar donde todos los adultos estaban empleados antes de la crisis. Este fenómeno, con seguridad, se produce en diversos momentos del ciclo económico, por lo que una extensión natural de este trabajo (que se deja como tema para futuras investigaciones) sería determinar, en qué medida, esta correlación negativa entre participación laboral y variación de los ingresos se debilita o se fortalece en la crisis respecto al periodo inmediatamente anterior. En otras palabras, se trataría de determinar qué parte de esta movilidad es idiosincrásica del episodio recesivo que vive España en la actualidad.

Como se muestra en la tabla, hay importantes diferencias dependiendo a qué parte de la distribución se dirija el análisis. Así, en un gran número de casos, se observa que los coeficientes estimados de las tres regresiones por cuantiles son significativamente distintos. A la hora de interpretar estos resultados, aparte de la información del cuadro, es conveniente apoyarse en las figuras 17, 18 y 19, en las que se representan los coeficientes estimados de mayor interés en las regresiones por cuantiles de los 9 deciles junto a la estimación por MCO, junto con intervalos de confianza al 95%. Es preciso señalar que los intervalos de confianza deben usarse como guía para saber si el coeficiente concreto es significativamente diferente de cero y no para comparar entre sí estos coeficientes, puesto que sus distribuciones no son independientes y la varianza de la diferencia puede ser sustancialmente menor que la suma de las varianzas individuales.

*Las consecuencias sociales de la Gran Recesión en España*

Tabla 15. Correlaciones de los cambios en la renta de los hogares en España (2007-2010)

	MCO		Q=0,5		Q=0,2		Q=0,8		Test de igualdad de coeficientes: estadístico F(2, 5366)
	$\hat{\beta}$	se( $\hat{\beta}$ )	$\hat{\beta}$	se( $\hat{\beta}$ )	$\hat{\beta}$	se( $\hat{\beta}$ )	$\hat{\beta}$	se( $\hat{\beta}$ )	
<b>Cabeza de familia</b>									
Mujer	0,033	0,025	0,012	0,023	0,044	0,034	0,011	0,027	1,40
Edad 17-29 años	0,003	0,081	0,039	0,048	0,068	0,106	0,093	0,065	0,55
Edad 30-44 años	-0,040	0,026	-0,065	0,025 ***	-0,058	0,043	0,019	0,030	10,47 ***
Edad 60 ó más años	-0,024	0,036	-0,023	0,031	-0,046	0,063	0,025	0,054	1,47
Soltero	-0,021	0,028	-0,015	0,024	-0,020	0,044	-0,039	0,032	0,44
Otro estado civil	-0,010	0,027	0,000	0,026	-0,037	0,036	0,009	0,031	1,31
Estudios básicos	0,036	0,025	0,009	0,025	0,025	0,035	0,036	0,035	2,73 *
Estudios medios	0,042	0,027	0,062	0,026 **	0,035	0,037	0,025	0,036	3,21 **
Estudios superiores	0,071	0,026 ***	0,053	0,025 **	0,041	0,037	0,075	0,036 **	0,63
Desempleado	0,090	0,052 *	0,140	0,070 **	0,018	0,097	0,176	0,040 ***	12,37 ***
Pensionista	0,099	0,032 ***	0,085	0,030 ***	0,119	0,046 **	0,048	0,040	2,70 *
Otra inactividad	0,113	0,039 ***	0,095	0,035 ***	0,130	0,054 **	0,057	0,037	2,94 *
Salud regular	0,026	0,026	0,024	0,023	-0,003	0,033	0,044	0,030	4,91 ***
Salud mala	0,055	0,036	0,048	0,039	0,051	0,050	0,059	0,058	0,05
Alguna limitación física	-0,056	0,029 *	-0,058	0,021 ***	-0,030	0,044	-0,035	0,027	1,50
Limitaciones severas	-0,067	0,043	-0,031	0,045	-0,095	0,056 *	0,010	0,062	2,40 *
<b>Hogar</b>									
Tamaño del hogar	0,030	0,015 **	0,023	0,013 *	0,026	0,022	0,037	0,018 **	0,60
Niños 0-5 años	-0,036	0,028	-0,023	0,022	-0,045	0,040	-0,056	0,038	1,47
Niños 6-14 años	-0,051	0,021 **	-0,055	0,017 ***	-0,041	0,030	-0,078	0,025 ***	1,00
Nº de mujeres	0,016	0,016	0,024	0,017	0,018	0,022	0,028	0,017 *	0,31
Nº de personas de 60 ó más años	-0,006	0,005	-0,010	0,004 **	-0,002	0,009	-0,012	0,009	2,14
Nº de ocupados	-0,096	0,015 ***	-0,086	0,015 ***	-0,115	0,025 ***	-0,074	0,021 ***	3,06 **
Nº de desempleados	0,032	0,037	0,034	0,031	-0,002	0,073	0,058	0,038	1,04
Nº de pensionista	-0,014	0,026	0,026	0,028	-0,007	0,046	0,007	0,031	3,22 **
Zona con densidad media	0,014	0,024	0,021	0,025	-0,019	0,040	0,069	0,031 **	6,45 ***
Zona con densidad baja	0,053	0,023 **	0,035	0,020 *	0,035	0,038	0,064	0,028 **	1,44
Constante	-0,157	0,045 ***	-0,145	0,039 ***	-0,387	0,067 ***	0,063	0,053 ***	74,97 ***

Observaciones = 5.410

\*\*\* significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%

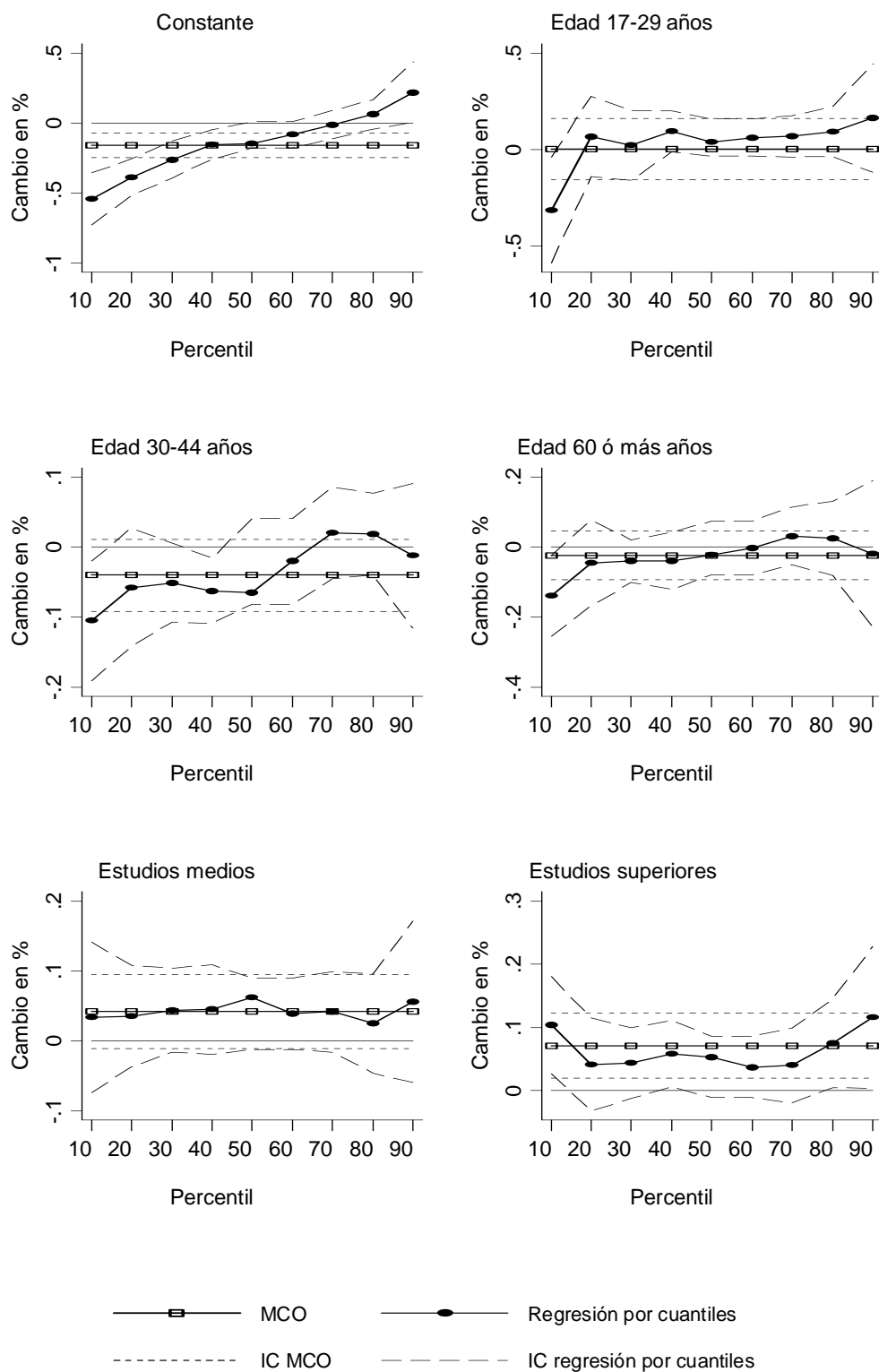
Notas: se incluyen variables ficticias regionales, no mostradas en la tabla; los errores estándar son robustos al nivel del hogar, las variables que hacen referencia a la composición demográfica del hogar excluyen al cabeza de familia; la categoría base, por tanto, es una persona en un hogar cuyo responsable es hombre, tiene ente 45 y 59 años, estudios elementales, se encuentra ocupado, tiene buena salud y no presenta limitaciones en su actividad diaria y el hogar reside en un área de alta densidad de población en Andalucía.

Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

En relación con los efectos diferenciales de variables concretas, pueden destacarse las siguientes cuestiones:

- La edad no parece tener un efecto significativo, con la salvedad de que los hogares encabezados por personas más jóvenes (17-29, 30-44) o más mayores (60 ó más años) que los de la categoría de referencia (45-59) parecen experimentar caídas de renta más fuertes (en la parte de baja de la distribución de las variaciones de ingreso, el coeficiente se encuentra por debajo de cero).
- En el caso del nivel de estudios, el hallazgo más reseñable es que el efecto atenuante de los *shocks* por parte de los estudios universitarios parece mayor para los que experimentaron peores y mejores coyunturas que los que experimentaron un *shock* mediano (compárese el efecto en el percentil 10, 50 y 90).
- El mismo patrón se repite para aquellos hogares encabezados por personas desempleados o pensionistas, en el que el efecto de la variable parece atenuar el efecto negativo de la crisis en la parte baja y alta de las variaciones de ingresos, mientras que se observa el patrón contrario con el número de miembros del hogar que se encuentran ocupados o desempleados.
- Un cabeza familia inactivo o con salud algo limitada y el tamaño del hogar, el número de niños, por el contrario, parecen tener un efecto constante para a lo largo de la distribución de shocks.
- El número de ocupados y desempleados del hogar tienden a tener un efecto más positivo en la parte alta de la distribución de los cambios en el ingreso, esto es, la varianza de los *shocks* es mayor que en el promedio.
- Por último, vivir en zonas mediana y escasamente pobladas (respecto a las áreas de alta densidad demográfica) tiende a mejorar los resultados en la parte de alta de la distribución de cambios en el ingreso (los que menores consecuencias negativas experimentan).

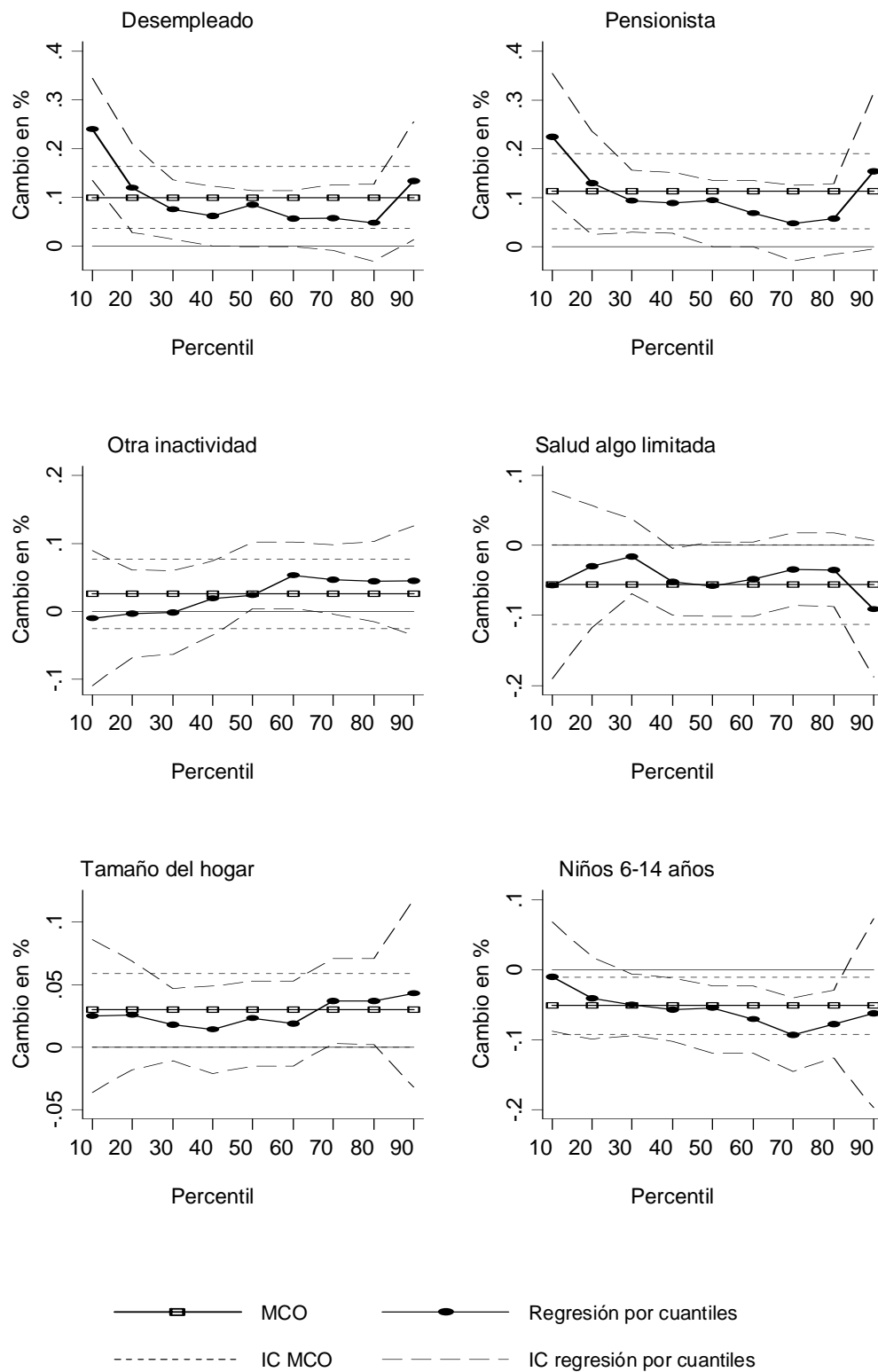
Figura 17. Distribución de los shocks de renta en función de las características de los hogares en España (2007-2010) (I)



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

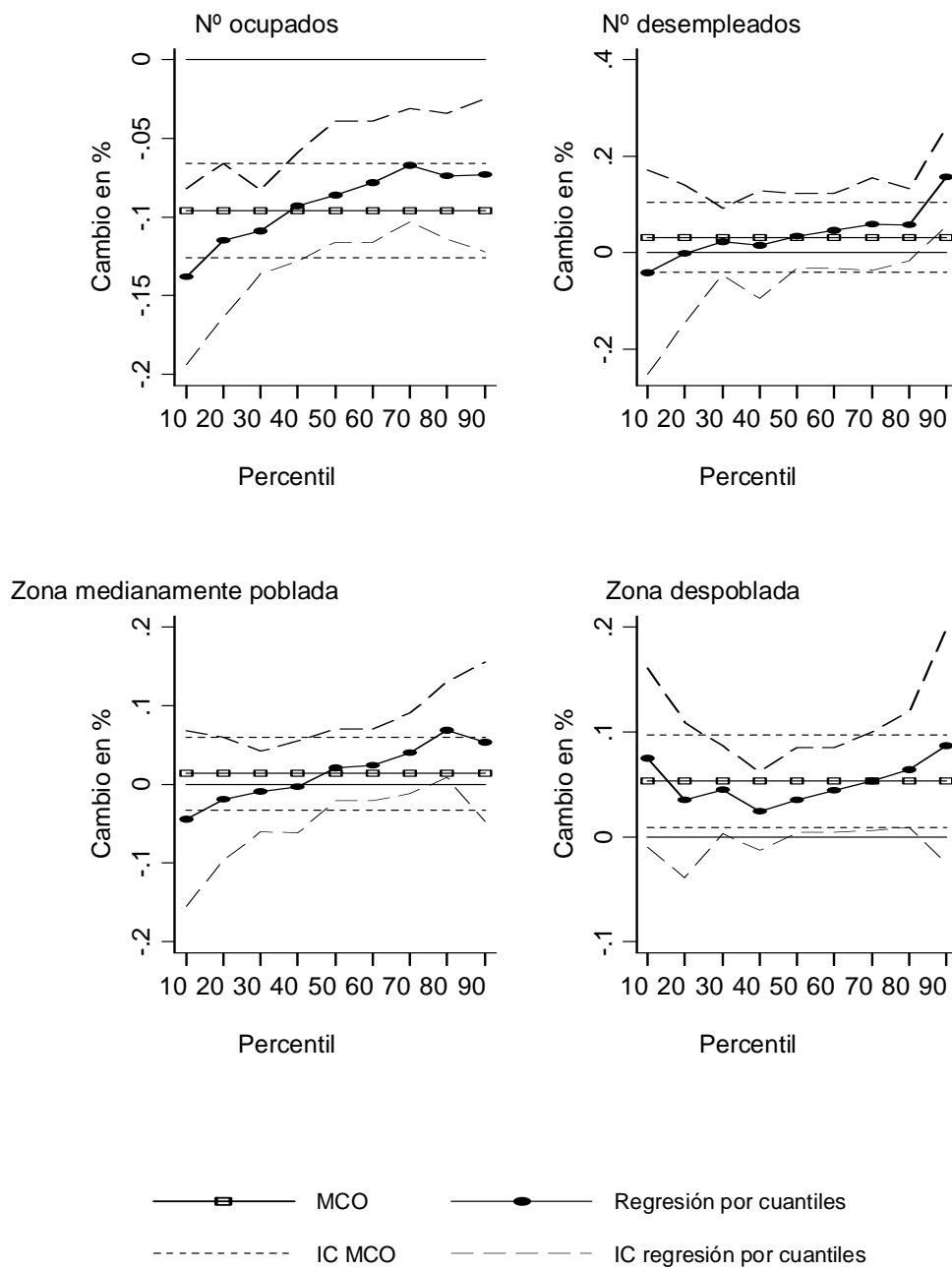


Figura 18. Distribución de los shocks de renta en función de las características de los hogares en España (2007-2010) (II)



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

Figura 19. Distribución de los shocks de renta en función de las características de los hogares en España (2007-2010) (III)



Fuente: elaboración propia a partir de la ECV.

## **8. CONCLUSIONES Y TEMAS DE FUTURA INVESTIGACIÓN**

En este documento se han presentado los principales resultados del proyecto de investigación *Las consecuencias de la Gran Recesión en España*, trabajo que ha pretendido constituir una monografía sobre la evolución del desempleo, la pobreza y la desigualdad durante la crisis económica en la que está inmerso nuestro país desde 2008. Esta investigación podría, de este modo, complementar el estudio de Jenkins *et al.* (2011), más centrado en otros países europeos. A lo largo de la presente memoria se ha abordado el impacto del desempleo en diferentes grupos socio-demográficos, la evolución de la pobreza y la desigualdad de acuerdo con diferentes métodos de medida y distintas fuentes de información y se ha realizado una primera aproximación a la vulnerabilidad económica. Los principales resultados que pueden destacarse de esta investigación son los siguientes:

- Las turbulencias acaecidas en el mercado laboral español durante los últimos años no han afectado a todos por igual. En particular, los efectos más negativos se han concentrado en los hombres, jóvenes y mayores, extranjeros, individuos con bajos niveles educativos, hogares pequeños y familias sin niños.
- La pobreza relativa puramente monetaria, tanto en términos de ingreso como de consumo, se ha incrementado durante la Gran Recesión, pero, fundamentalmente, es reseñable el fuerte incremento de la pobreza absoluta utilizando un umbral de 14,4 US\$/día (a precios de 1985 en Estados Unidos). Destaca el incremento del riesgo de pobreza entre los niños, las personas con bajos niveles educativos y los inmigrantes. El crecimiento de la pobreza en términos de renta, se asocia, aproximadamente a partes iguales, una caída de la renta media (efecto crecimiento) y a un repunte de la desigualdad (efecto redistribución). En cambio, la mayor pobreza absoluta medida a través del gasto no tendría vinculación con cuestiones distributivas.
- La pobreza multidimensional –considerando elementos como el acceso a determinados servicios, el estado de salud y las condiciones del entorno– experimentó un incremento durante los últimos años, fenómenos que se explica, fundamentalmente, por la evolución del componente vinculado a la pobreza monetaria en términos de renta.

- Durante la Gran Recesión, se detecta un fuerte incremento en los niveles de desigualdad en términos de renta, mientras que la distribución del gasto en consumo permanece inalterada. Se constata, asimismo, una fuerte caída de la participación de los salarios en el PIB en los últimos años. En relación a las causas del crecimiento de la desigualdad en la distribución de la renta, se realizan distintas descomposiciones estadísticas, que apuntan a la relevancia de los acontecimientos vinculados al mercado laboral. Asimismo, se constata la caída de la desigualdad absoluta, tanto en términos de renta como de gasto en consumo.
- Por último, se analiza la vulnerabilidad de los hogares durante el periodo 2007-2010 en España, destacándose la mayor resiliencia de aquellos núcleos familiares de mayor tamaño, cuyo responsable del hogar posee educación universitaria y que se encuentran en zonas poco pobladas.

Por último, cabe concluir este documento esbozando cuáles son las tareas pendientes para futuras investigaciones. En este sentido, el primero de los objetivos a desarrollar en esta segunda parte del proyecto tiene que ver con tratar de reconciliar la evidencia disponible sobre la evolución de la desigualdad de la renta y el gasto, a fin de determinar la validez de las explicaciones aportadas. En segundo término, debería profundizarse en las causas explicativas del crecimiento de la desigualdad en la distribución del ingreso a partir de otras metodologías más avanzadas.

## **BIBLIOGRAFÍA**

- Adiego, Marta y Ayala, Luis (2013): “La estructura de la desigualdad de la renta en el largo plazo”, *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 21, No. 62, pp. 5-35.
- Aguiar, Mark y Bils Mark (2011): “Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?”, NBER Working Paper N° 16.807.
- Alkire, Sabina y Foster, James E. (2011a): “Counting and multidimensional poverty measurement”, *Journal of Public Economics*, Vol. 95, N° 7-8, pp. 476-487.
- Alkire, Sabina y Foster, James E. (2011b): “Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 9, No. 2, pp. 289-314.
- Alkire, Sabina, Apablaza, Maurici y Jung, Euijin (2012): “Multidimensional poverty measurement for EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) countries”, Oxford Poverty and Human Development Initiative’s Research in Progress N° 36a, University of Oxford.
- Álvarez, Carlos, Davia, María de los Ángeles y Legazpe, Nuria (2013): “Impacto laboral de la crisis económica: privación de empleo y precariedad”, *Papeles de Economía Española*, N° 135, pp. 83-98.
- Angrist, Joshua D. y Pischke, Jörgn-Steffen (2009): *Mostly harmless Econometrics. An empiricist’s companion*, Princeton: Princeton University Press.
- Atkinson, Anthony B. (1996): *Poverty in Europe*, Oxford: Blackwell.
- Atkinson, Anthony B. (2003): “Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 1, N° 1, pp. 51-65.
- Atkinson, Anthony B. y Morelli, Salvatore (2011): “Economic crises and inequality”, Human Development Research Papers N° 2011-06, Human Development Report Office, United Nations Development Programme.
- Attanasio, Orazio, Berloff, Gabriella, Blundell, Richard y Preston, Ian (2002): “From earnings inequality to consumption inequality”, *Economic Journal*, Vol. 112, N° 478, pp. 52-59.

- Attanasio, Orazio, Hurst, Erik y Pistaferri, Luigi (2014): “The evolution of income, consumption and leisure inequality in the US, 1980-2010”, en Carroll, Christopher, Crossley, Thomas y Sabelhaus, John (eds.) *Improving the measurement of consumption expenditures*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Avram, Silvia, Figari, Francesco, Leventi, Chrysa, Levy, Horacio, Navicke, Jekaterina Matsaganis, Manos, Militaru, Eva, Paulus, Alari, Rastringina, Olga and Sutherland, Holly (2013): “The distributional effects of fiscal consolidation in nine countries”, EUROMOD Working Paper N° 2/13.
- Ayala, Luis (2013): “Crisis económica y distribución de la renta: una perspectiva comparada”, *Papeles de Economía Española*, N° 135, pp. 2-19.
- Ayala, Luis, Cantó, Olga y Rodríguez, Juan Gabriel (2011): “Poverty and the business cycle: The role of the intra-household distribution of unemployment”, ECINEQ Working Paper N° 2011-222.
- Bonhomme, Stéphane y Hospido, Laura (2013): “Earnings inequality in Spain: new evidence using tax data”, *Applied Economics*, Vol. 45, N° 30, pp. 4212-4225.
- Bourguignon, François y Chakravarty, Sayta R. (2003): “The measurement of multidimensional poverty”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 1, N° 1, pp. 25-49.
- Brewer, Mike y Wren-Lewis, Liam (2012): “Accounting for changes in income inequality: Decomposition analyses for Great Britain, 1968-2009”, Institute for Social and Economic Research Working Paper N° 2012-17, University of Essex.
- Calero, Jorge y Gil, María (2013): “La incidencia distributiva del gasto público en educación y sanidad en España”, en Ruiz-Huerta, Jesús (dir.) *1<sup>er</sup> Informe sobre la desigualdad en España*, Madrid: Fundación Alternativas, pp. 242-279.
- Cantó, Olga (2013): “La capacidad redistributiva del sistema español de prestaciones e impuestos”, *Papeles de Economía Española*, N° 135, pp. 140-152.
- Chen, Wen-Hao y Duclos, Jean-Yves (2011): “Testing for poverty dominance: an application to Canada”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 44, No. 3, pp. 781-803.

- Colectivo, Ioé (2013): *Impactos de la crisis sobre la población inmigrante*, Madrid: Colectivo Ioé y Organización Internacional para las Migraciones.
- Cowell, Frank (2011): *Measuring inequality*, 3ª edición, Oxford: Oxford University Press.
- Datt, Gaurav y Ravallion, Martin (1992): “Growth and redistribution components of changes in poverty measures. A decomposition with applications to India in the 1980s”, *Journal of Development Economics*, Vol. 38, Nº 2, pp. 275-295.
- Desai, Meghnad y Shah, Anup (1988): “An econometric approach to the measurement of poverty”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 40, Nº 3, pp. 505-522.
- Díaz, Paula (2013): “El Gobierno comunica a Europa un dato increíble: la pobreza en España se ha reducido un 0,2%”, Público, 2 de mayo de 2013. Disponible en <http://www.publico.es/454655/el-gobierno-comunica-a-europa-un-dato-increible-la-pobreza-en-espana-se-ha-reducido-un-0-2>.
- Dollar, David y Kraay, Aart (2002): “Growth Is Good for the Poor”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, Nº 3, pp. 195-225.
- Duclos, Jean-Yves y Araar, Abdelkrim (2006): *Poverty and equity: Measurement, policy and estimation with DAD*, Nueva York: Springer.
- Fields, Gary 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, pp. 1-38.
- Foster, James E. (1998): “Absolute versus relative poverty”, *American Economic Review. Papers and Proceedings*, Vol. 88, Nº 2, pp. 335-341.
- Foster, James E. y Shorrocks, Anthony F. (1998): “Poverty orderings”, *Econometrica*, Vol. 56, Nº 1, pp. 173-177.
- Foster, James E., Greer, Joel y Thorbecke, Erik (1984): “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, Vol. 52, Nº 4, pp. 761-766.
- Foster, James E., Seth, Suman, Lokshin, Michael y Sajaia, Zurab (2013): *A unified approach to measuring poverty and inequality. Theory and practice*, Washington, D.C.: The World Bank.

- García-Serrano, Carlos y Arranz, José María (2013): “Crisis económica y desigualdad salarial”, *Papeles de Economía Española*, N° 135, pp. 68-82.
- García-Serrano, Carlos y Arranz, José María (2013): “Crisis económica y desigualdad salarial”, *Papeles de Economía Española*, N° 135, pp. 68-82.
- Glewwe, Paul y Hall, Gillette (1998): “Are some groups more vulnerable to macroeconomic shocks than others? Hypothesis tests based on panel data from Peru”, *Journal of Development Economics*, Vol. 56, No. 1, pp. 181-206.
- Goh, Chor-ching, Kang, Sung Jin y Sawada, Yasuyuki (2005): “How did Korean households cope with negative shocks from the financial crisis?”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 16, N° 2, pp. 239-254.
- Guvenen, Fatih (2007): “Learning your earning: Are labor income shocks really very persistent?”, *American Economic Review*, Vol. 97, N° 3, pp. 687-712.
- Hoynes, Hilary, Miller, Douglas L. y Schaller, Jessamyn (2013): “Who suffers during recessions?”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, N° 3, pp. 27-48.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2006): *Encuesta de Presupuestos Familiares. Metodología*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2008): *Encuesta de Población Activa. Metodología 2005. Descripción de la encuesta, definiciones e instrucciones para la cumplimentación del cuestionario*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2013): *Encuesta de Condiciones de Vida. Metodología*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- International Monetary Fund (IMF) (2014): “Fiscal policy and income inequality”, IMF Staff Policy Paper.
- Jenkins, Stephen P., Brandolini, Andrea, Micklewright, John y Nolan, Brian (2012): *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford: Oxford University Press.
- Krueger, Dirk y Perri, Fabrizio (2006): “Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and Theory”, *Review of Economic Studies*, Vol. 73, N° 1, pp. 163-193.



- Lambert, Peter J. (2001): *The distribution and redistribution of income*, 3ª edición, Manchester: Manchester University Press.
- Lanjouw, Jean O., Lanjouw, Peter, Milanovic, Branko y Paternostro, Stefano (2004): “Relative price shifts, economies of scale and poverty during economic transition”, *Economies of Transition*, Vol. 12, Nº 3, pp. 509-536.
- Lerman, Robert I. y Yitzhaki, Shlomo (1985): “Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States”, *Review of Economics and Statistics*
- Mack, Joanna y Lansley, Stewart (1985): *Poor Britain*, Londres: George Allen & Unwin.
- Maloney, William F., Cunningham, Wendy V. y Bosch, Mariano (2004): “The distribution of income shocks during crisis: An application of quantile analysis to Mexico, 1992-95”, *World Bank Economic Review*, Vol. 18, Nº 2, pp. 155-174.
- Mars, Amanda (2011): “La crisis empuja hacia la pobreza al 20% de las familias”, *El País*, 21 de octubre de 2011. Disponible en [http://elpais.com/diario/2011/10/21/espana/1319148042\\_850215.html](http://elpais.com/diario/2011/10/21/espana/1319148042_850215.html).
- Meyer, Bruce D. y Sullivan, James X. (2009): “Five decades of consumption and income poverty”, NBER Working Paper Nº 14.827.
- Meyer, Bruce D. y Sullivan, James X. (2011): “Viewpoint: Further results on measuring the well-being of the poor using income and consumption”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 44, Nº 1, pp. 52-87.
- Meyer, Bruce D. y Sullivan, James X. (2013): “Consumption and Income Inequality and the Great Recession”, *American Economic Review. Papers and Proceedings*, Vol. 103, Nº 3, pp. 178-183.
- Muñoz de Bustillo, Rafael y Antón, José-Ignacio (2011): “From the highest employment growth to the deepest fall: Economic crisis and labour inequalities in Spain”, en Vaughan-Whitehead, Daniel (ed.) *Work inequalities in the crisis. Evidence from Europe*, Cheltenham: Edward Elgar, pp. 393-444.
- Muñoz de Bustillo, Rafael y Antón, José-Ignacio (2013): “Those were the days, my friend. The public sector and the economic crisis in Spain”, en Vaughan-

- Whitehead, Daniel (ed.) *Public Sector Shock: the Impact of Policy Retrenchment in Europe*, Cheltenham: Edward Elgar, pp. 511-542.
- Muñoz de Bustillo, Rafael y Antón, José-Ignacio (2014): “Turning back before arriving: the dismantling of the Spanish Welfare State”, en Vaughan-Whitehead, Daniel (ed.) *Dismantling the European Social Model: Europe losing its soul*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Orshansky, Mollie (1963): “Children of the poor”, *Social Security Bulletin*, Vol. 26, N° 7, pp. 3-13.
- Orshansky, Mollie (1965): “Counting the poor: Another look at the poverty profile”, *Social Security Bulletin*, Vol. 28, N° 1, pp. 3-29.
- Permanyer, Iñaki y Treviño, Rocío (2013): “El impacto de la crisis sobre los niveles de renta y el mercado de trabajo según género y tipología familiar”, *Papeles de Economía Española*, N° 135, pp. 119-137.
- Pijoan-Mas, Joan y Sánchez-Marcos, Virginia (2010): “Spain is different: Falling trends of inequality”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, N° 1, pp. 154-178.
- Ravallion, Martin (1995): “Growth and poverty: Evidence for developing countries in the 1980s”, *Economics Letters*, 48(3-4): 411-417.
- Ravallion, Martin (2001): “Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages”, *World Development*, Vol. 29, N° 11, pp. 1803-1815,
- Ravallion, Martin y Chen, Shaohua (2003): “Measuring pro-poor growth”, *Economic Letters*, Vol. 78, N° 1, pp. 93-99.
- San Martín, Olga R. (2011): “El 21,8% de los hogares, bajo el umbral de pobreza”, *El Mundo*, 20 de octubre de 2011. Disponible en <http://www.elmundo.es/elmundo/2011/10/20/espana/1319102550.html>.
- Schulz, Theodore W. (1975): “The value of the ability to deal with disequilibria”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 13, N° 3, pp. 827-846.
- Shorrocks, Anthony F. (1982): “Inequality decomposition by factor components”, *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, pp. 193-211.

- Smeeding, Timothy (1997): “Financial Poverty in Developed Countries: The Evidence from LIS: Final Report to the UNDP”, Luxembourg Income Study Working Paper N° 155.
- Townsend, Peter (1979): *Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standard of living*, Berkeley: University of California Press.
- Tridico, Pasquale (2013): “You have full text access to this content. The impact of the economic crisis on EU labour markets: A comparative perspective”, *International Labour Review*, Vol. 152, No. 2, pp. 175-190.
- Tsui, Kai-Yuen (2002): “Multidimensional poverty indices”, *Social Choice and Welfare*, Vol. 19, No. 1, pp. 69-93.
- Warnaar, Marcel y Luten, Albert (eds.) (2012): *Handbook of reference budgets, on the design, construction and application of reference budgets*, Utrecht: Nationaal Instituut voor Budgetvoorlichting.

