

## Distribución de la renta y ciclo económico: España 2003-2011

Gustavo A. García \*, Josep Lluís Raymond \*, José Luis Roig \*

**RESUMEN:** En este artículo se estudia la relación entre ciclo económico y desigualdad a través de las regiones en España en el periodo 2003-2011. Los resultados muestran que la desigualdad presenta un marcado comportamiento cíclico: en el periodo expansivo (2003-2007) la desigualdad y la polarización disminuye, mientras que en la fase recesiva (2008-2011) existe un aumento en la desigualdad. También se ha observado que ha aumentado la intensidad de la pobreza. A nivel regional se nota que aquellas regiones con menor PIB per cápita presentan mayores incrementos en la desigualdad a causa de la crisis, con lo cual las brechas en bienestar entre regiones crecen considerablemente.

**Clasificación JEL:** D31; E25; E32; I32.

**Palabras clave:** Ciclo económico; desigualdad; pobreza; bienestar; análisis regional, España.

### Income distribution and economic cycle: Spain 2003-2011

**ABSTRACT:** This article analyzes the relationship between economic cycle and inequality in the Spanish regions in the period 2003-2011. The results indicate that inequality presents a clearly cyclical behavior: During the expansionary phase (2003-2007) the inequality and polarization decrease meanwhile during the recessionary phase (2008-2011) a clear increase of inequality has occurred. Also the increase of poverty has been observed. At a regional level, these regions with lower GDP per capita experience higher increases of inequality as a consequence of the crisis, so the welfare gaps between regions becomes larger.

**JEL Classification:** D31; E25; E32; I32.

**Keywords:** Economic cycle; inequality; poverty; welfare; regional analysis; Spain.

---

\* Universidad Autónoma de Barcelona, Edifici B, Campus de la UAB, 08193 Bellaterra (Cerdanyola del Vallès), Barcelona, España. E-mails: *gustavoadolfo.garcia@e-campus.uab.cat*; *josep.raymond@uab.cat*; *joseplluís.roig@uab.cat*.

Los autores agradecen los valiosos comentarios de los evaluadores anónimos. Este trabajo se ha realizado dentro del proyecto ECO2010-20718 financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad.

*Recibido: 5 de noviembre de 2013 / Aceptado: 25 de septiembre de 2014.*

## 1. Introducción

Una de las consecuencias más negativas de la actual crisis es el incremento de la desigualdad y la pobreza en la sociedad española. Los datos disponibles muestran que la distribución de la renta se ha hecho más desigual desde el inicio de la crisis. Aunque esta dinámica se reproduce en los países de la OCDE es remarcable que España está entre los países donde más se ha incrementado tanto la desigualdad como la pobreza (Maestri y Roventini, 2012). Por otra parte, en el ámbito regional el incremento de desigualdad ha sido generalizado, aunque de diferente grado.

Cabe preguntarse en qué medida el ciclo económico afecta a la desigualdad y a la pobreza. Si el ciclo explicase una parte relevante del incremento de desigualdad, sería esperable que una vez se recupere la senda de crecimiento la desigualdad disminuya paralelamente.

Diversos trabajos han analizado el tema de la distribución de la renta en España [véase por ejemplo Oliver y Raymond (1999), Oliver *et al.* (2001), FOESSA (2008), Ayala *et al.* (2006), Ayala (2010 y 2013), Adiego y Ayala (2012)] si bien ninguno de los consultados se ha aproximado al tema utilizando datos de periodicidad anual y para un periodo reciente que contempla años de expansión económica (2003-2007) y de intensa recesión (2008-2011).

En efecto, según CSE, 2013, la evolución de la desigualdad en España en las últimas décadas muestra un comportamiento cíclico, incrementando en las recesiones y disminuyendo en las expansiones. En este sentido, se puede distinguir un primer periodo de disminución continuada entre mediados de los ochenta y principios de los años noventa en que la puesta en marcha de mecanismos redistributivos tiene indiscutibles efectos positivos. La desigualdad aumenta con la recesión de principios de los noventa. Sin embargo, es remarcable que el continuado e intenso crecimiento de empleo desde mediados de los años noventa hasta 2007 no se ve acompañado, de acuerdo al mencionado estudio, por una reducción de la desigualdad, indicando los datos una estabilización de la misma. No obstante, contrariamente a esta conclusión, nuestros datos sugieren una reducción de la desigualdad en el periodo expansivo 2003-2007.

Analizar la relación entre ciclo y desigualdad con especial referencia al ámbito regional es el objetivo del presente trabajo. La disponibilidad de una serie histórica a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida que incluye el periodo posterior a la crisis permite derivar algunos resultados. Nuestros resultados muestran la existencia de un efecto cíclico de la desigualdad cuyo factor explicativo es el desempleo.

El resto del trabajo se estructura en cinco apartados. En el segundo apartado se presenta la base de datos utilizada y se hace un primer análisis descriptivo. El tercer apartado se dedica a un análisis de la evolución de la desigualdad a nivel regional. La cuarta sección se centra en el análisis de la desigualdad intrarregional. En la siguiente sección se lleva a cabo un análisis de panel para el periodo 2003-2011 que permite establecer los determinantes del comportamiento cíclico de la desigualdad a nivel regional. El trabajo finaliza resumiendo los principales resultados y conclusiones del estudio.

## 2. Datos y evidencia descriptiva

La principal fuente de información utilizada en este estudio corresponde a la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para el periodo 2004-2012. Aunque se dispone de información para 2013, no se utilizó en este año ya que se introdujo un cambio metodológico que consistió en conjugar datos de la encuesta con registros administrativos, lo que impidió su comparación con los otros años anteriores (INE, 2014). La ECV tiene como objetivo brindar información sobre las condiciones de vida, del mercado de trabajo y la cohesión social, siendo uno de los principales instrumentos estadísticos para medir con periodicidad anual la evolución de la pobreza y de la desigualdad en España<sup>1</sup>.

La principal variable de interés en este trabajo corresponde a la renta disponible real del hogar<sup>2</sup>. Esta variable mide el total de ingresos percibidos por los hogares en el año inmediatamente anterior al que se ha realizado la encuesta. En este sentido la serie de renta de los hogares con la que se dispone corresponde al periodo 2003-2011.

A nivel regional la ECV contiene información representativa para las 17 Comunidades Autónomas<sup>3</sup>. En el cuadro 1 y gráfico 1 se muestran algunas estadísticas descriptivas.

**Cuadro 1.** Estadísticas descriptivas de la renta disponible real del hogar (en euros)

<i>Año</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desv. estándar</i>
2003	23.500,8	18.964,9	17.964,7
2004	26.304,7	22.222,1	19.263,7
2005	26.645,7	22.735,2	19.330,2
2006	27.410,7	23.451,6	19.246,1
2007	28.441,3	24.503,2	19.176,0
2008	27.746,6	23.883,4	18.824,7
2009	27.361,8	23.048,6	19.813,5
2010	25.951,0	21.758,9	18.527,7
2011	24.005,1	19.588,0	17.833,6

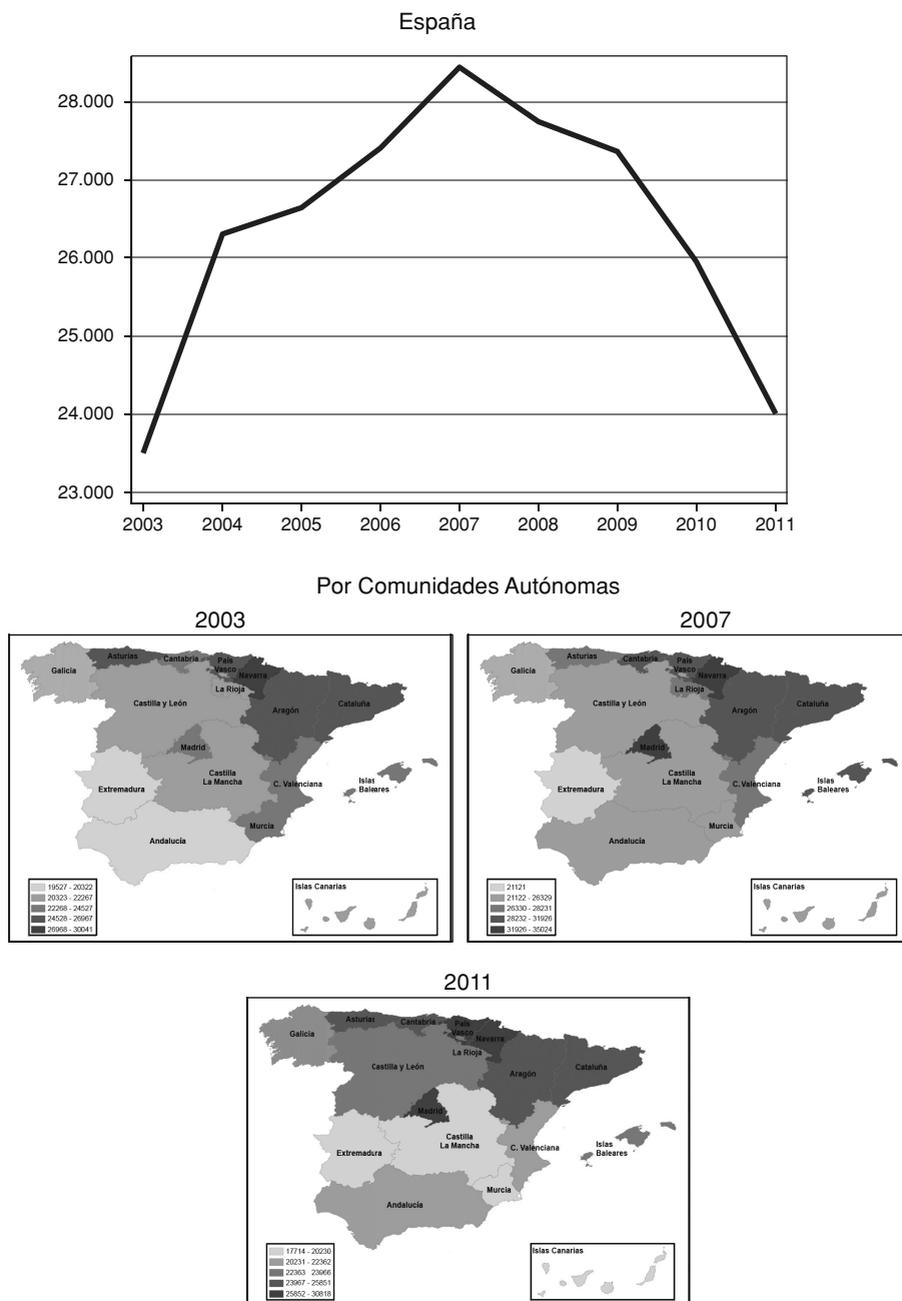
*Nota:* En euros de 2011. Estadísticas expandidas utilizando los factores de ponderación anual.

<sup>1</sup> La fuente más utilizada para el estudio de la distribución de la renta ha sido la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Sin embargo, en esta encuesta se han incorporado cambios en su metodología que dificultan un análisis homogéneo en el tiempo. Uno de los principales cambios ocurrió en el año 2006, con la introducción de un nuevo marco metodológico pasando de periodicidad trimestral a anual (INE, 2013). Con la intención de abarcar un periodo de análisis más amplio, utilizando una encuesta homogénea, se prefirió trabajar con la ECV. Para un resumen de las principales encuestas utilizadas en el análisis de la distribución de la renta en España véase CSE (2013).

<sup>2</sup> Se ha utilizado el IPC base 2011 para deflactar la renta disponible total del hogar.

<sup>3</sup> Debido al número reducido de observaciones en Ceuta y Melilla, se han excluido estas dos regiones para evitar afectar la precisión de los estadísticos calculados.

**Gráfico 1.** Evolución temporal de la renta media disponible real del hogar en España y por comunidades autónomas (en euros)



*Nota:* En euros de 2011. Estadísticas expandidas utilizando los factores de ponderación anual.

Del cuadro 1 se puede observar que la media de la renta de los hogares presenta una fase expansiva en el periodo 2003-2007. A partir de este último año la renta cae y presenta un crecimiento negativo, con una fuerte caída en el 2010 (-7%). A nivel regional para el año 2011 (gráfico 1) se observa que el bloque norte de Comunidades Autónomas refuerza sus diferencias en ingresos respecto a las del sur, donde Extremadura, Castilla-La Mancha, Murcia y Andalucía presentan rentas medias del hogar por debajo de los 22.000 euros, mientras que Madrid, País Vasco y Navarra presentan rentas del hogar por encima de los 28.000 euros.

### 3. Evolución de la distribución de la renta en España en el periodo 2003-2011

#### 3.1. Desigualdad y polarización<sup>4</sup>

El periodo analizado incluye una fase de expansión hasta 2007 y una fase recesiva a partir de esta fecha. Para los años 2003 (primer año de la muestra), 2007 (último año expansivo) y 2011 (último año disponible) el cuadro 2 y el gráfico 2 muestran la distribución de renta disponible real del hogar a partir de diferentes estadísticos.

Como puede observarse en el cuadro 2, en la fase expansiva 2003-2007 se reduce la desigualdad, medida por los índices de Gini, Theil y Atkinson, y se reduce la polarización, medida por la ratio entre la renta media del decil de renta más elevado y la renta media del decil de renta más reducido, o por las ratios entre la renta media

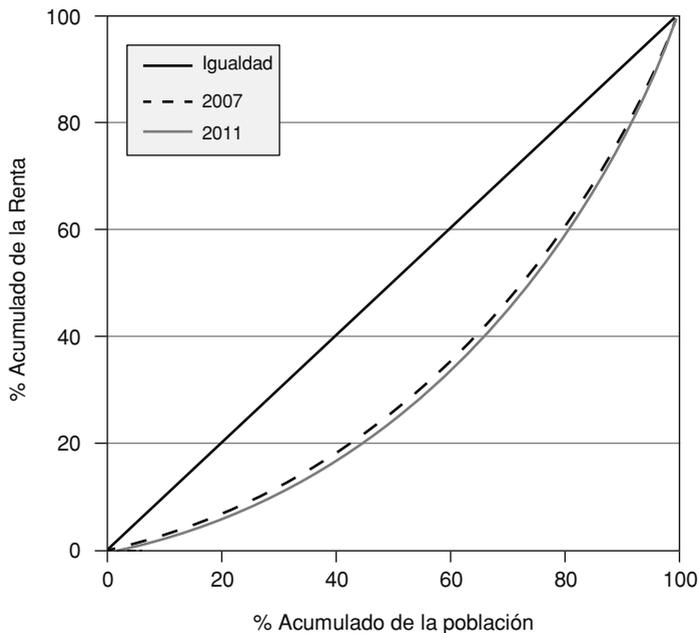
**Cuadro 2.** Medidas de desigualdad usando la renta disponible real del hogar

		2003	2007	2011
Coef. variación		0,76	0,67	0,74
p90/p10		6,34	6,002	6,27
p95/p5		10,23	9,32	13,22
p10/media		0,300	0,307	0,304
p90/media		1,91	1,84	1,91
Índice de Gini		0,377	0,352	0,378
Índice de Theil		0,240	0,206	0,244
Índices de Atkinson	A(0.5)	0,119	0,106	0,129
	A(1.0)	0,268	0,254	0,356
	A(2.0)	0,994	0,995	0,998

<sup>4</sup> En el texto se utiliza el término polarización para referirse a medidas de renta relativa de las colas de la distribución de renta y no en el sentido de Esteban y Ray (1994).

de los deciles de renta más elevados y más reducidos con relación a la renta media. En la fase de recesión 2008-2011, las curvas de Lorenz en el gráfico 2 y los índices de desigualdad en el cuadro , muestran que la desigualdad se incrementa. De hecho en 2011 se vuelve a la situación de partida del año 2003. Se aprecia también un rasgo distintivo en el caso del índice de Atkinson, el cual al ser más sensible a la existencia de rentas bajas o mayor aversión a la desigualdad, tiene un importante incremento en el periodo de recesión. En cuanto a la polarización medida como el ratio entre la renta media del 5% de la renta más elevada y el 5% de la renta más reducida, se observa un aumento considerable pasando de 10,23 en 2003 a 13,22 en 2011.

**Gráfico 2.** Curva de Lorenz para los años 2007 y 2011



El cuadro 3 refleja las principales variables implicadas para los distintos años. Se aprecian dos consecuencias claras de la actual recesión económica. Por un lado, se ha incrementado la desigualdad en la distribución de la renta, y por el otro, se ha generado un incremento en la polarización. En el periodo 2003-2007 de crecimientos positivos del PIB se producía una clara tendencia a la reducción de la desigualdad (el índice de Gini pasa de 0,3772 en 2003 a 0,3519 en 2007) y una clara tendencia a la reducción de la polarización: mientras que en 2003 la renta promedio del 5% de las familias más ricas era 10,2 veces superior a la renta promedio del 5% de las familias de menor renta, esta ratio se sitúa en 9,3 en 2007. Estas tendencias se truncan con la llegada de la recesión, de forma que el índice de Gini alcanza 0,3784 en 2011 y el índice de polarización se sitúa en este año por encima de 13.

**Cuadro 3.** Evolución anual de la desigualdad en España

Años	Crecimiento del PIB	Índice PIB a precios constantes (Base 1 en 2005)	Gini	Theil	Atkinson A(1)	Polarización (95% vs 5%)
2003	3,1	0,921	0,3772	0,2405	0,2682	10,23
2004	3,3	0,958	0,3685	0,2272	0,2551	10,16
2005	3,6	1,000	0,3603	0,2192	0,2563	9,84
2006	4,1	1,041	0,3584	0,2149	0,2581	9,68
2007	3,5	1,075	0,3519	0,2055	0,2545	9,32
2008	0,9	1,101	0,3580	0,2143	0,3129	10,71
2009	-3,8	1,102	0,3720	0,2341	0,3383	12,89
2010	-0,2	1,103	0,3728	0,2327	0,3311	11,97
2011	0,1	1,103	0,3784	0,2436	0,3556	13,22

Nota: Información del PIB: Eurostat.

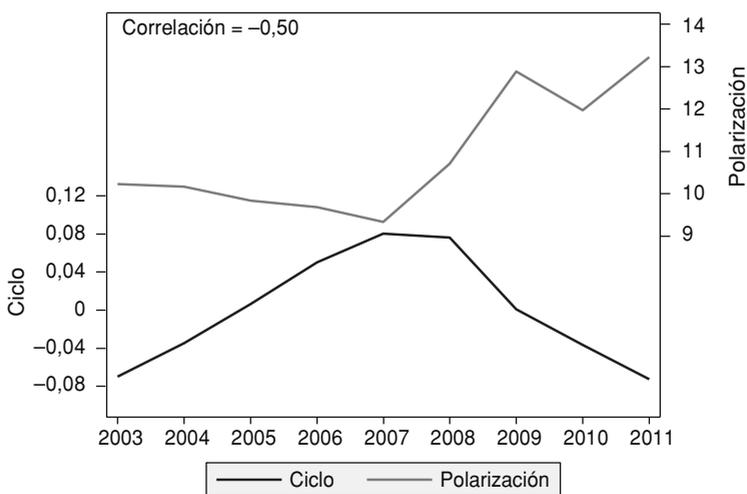
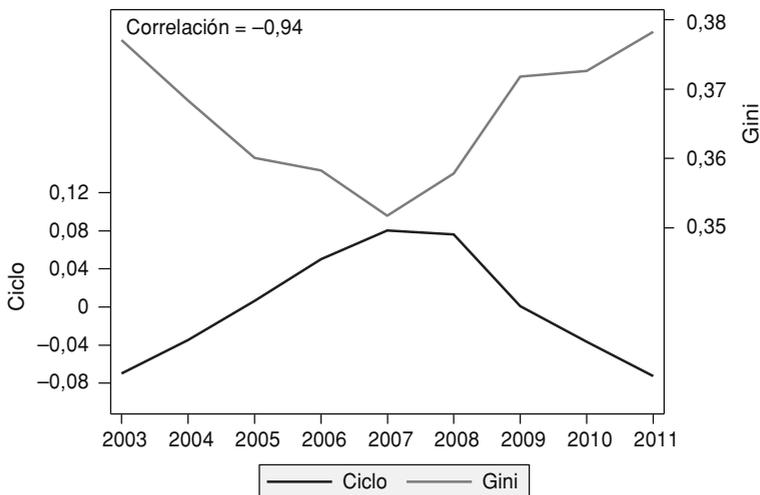
En forma de gráfico (véase gráfico 3), al contraponer la evolución del índice de Gini, o la evolución de la polarización, frente a la evolución del logaritmo del PIB a precios constantes en desviaciones con respecto a su tendencia (Ciclo), claramente se aprecia que la recesión ha propiciado un aumento de la desigualdad y un aumento de la polarización. En concreto, entre 2007 y 2011 el índice de desigualdad de Gini aumenta en un 6% y la polarización del orden de un 29%.

Una de las razones por las que la recesión económica ha provocado un aumento en la desigualdad y en la polarización es que esta recesión se ha manifestado en una destrucción de empleo y en un aumento del paro. Por otro lado, cabe destacar que la Encuesta de Condiciones de Vida se dirige a hogares. Por tanto, los «sin techo», por definición, no están incluidos en la encuesta. La inclusión de este colectivo muy probablemente agrandaría los efectos de la recesión económica sobre la desigualdad y polarización en la distribución de la renta.

Para completar el análisis de la polarización puede ser útil recurrir al cuadro 4. En él se detalla la ratio entre la renta media del 5% de la población más pobre y la renta media de toda la población y la ratio entre la renta promedio del 5% de la población más rica y la renta media de toda la población.

En 2003 la renta media del 5% de la población más pobre representaba un 23,2% de la renta media global. Esta ratio aumentó un punto porcentual en 2007 para decaer hasta 18,5% en 2011. Por el contrario, entre 2003 y 2011 la ratio entre el valor medio de la renta del 5% más rico y la renta media global ha tendido a permanecer estable en el entorno del 240%. Es decir, la polarización fundamentalmente se ha producido a consecuencia del debilitamiento de la posición ocupada por la población con menores recursos.

**Gráfico 3.** Desigualdad y polarización en España



**Cuadro 4.** Ratio entre el valor medio de la renta del 5% de la población más pobre sobre la renta media global y del 5% de la población más rica y la renta media global

Años	Media global	Renta media 5% inferior	Renta media 5% superior	(Inferior sobre la media) x 100	(Superior sobre la media) x 100
2003	23.500,84	5.451,02	55.758,04	23,2%	237,3%
2007	28.441,33	6.873,26	64.093,29	24,2%	225,3%
2011	24.005,09	4.435,16	58.654,00	18,5%	244,3%

### 3.2. Pobreza

La pobreza monetaria admite distintas definiciones. Una amplia literatura ha seguido el enfoque objetivo, que se basa en el uso de líneas de pobreza para determinar un umbral crítico. Por ejemplo, para el caso de España en los trabajos de Herrero *et al.* (2013) y Rubiera *et al.* (2013) se toma el 60% de la mediana de los gastos de los hogares. Siguiendo esta misma definición y reiterando que la información utilizada hace referencia a hogares, y que por tanto excluye a los «sin techo», el cuadro 5 muestra el comportamiento de la pobreza en el periodo 2003-2011.

**Cuadro 5.** La evolución de la pobreza monetaria

	2003	2007	2011
Línea de pobreza (60% de la mediana del ingreso)	11.378,9	14.701,9	11.752,8
% pobres (total)	24,88	24,80	24,19
% pobres ( $\geq 65$ años) <sup>a</sup>	25,36	25,19	21,52
% pobres ( $< 65$ años) <sup>b</sup>	22,88	21,25	23,92
Intensidad de la pobreza (%)	8,37	8,99	9,55

*Nota:* % pobres: porcentaje de hogares por debajo del umbral de pobreza. Éste se fija en el 60% de la mediana de los ingresos de los hogares. <sup>a</sup> Hogares con individuos de sesenta y cinco y más años. <sup>b</sup> Hogares con individuos de menos de sesenta y cinco años.

A la vista de esta información se observa que el porcentaje de hogares pobres se ha mantenido relativamente estable en el entorno del 24%, con una leve disminución en el periodo de crisis 2007-2011. No obstante, no se debe olvidar que ésta es una definición relativa de pobreza y que, tal como se desprende del gráfico 1, la utilización de un umbral absoluto de pobreza habría implicado un aumento de la misma como consecuencia de la crisis. Una posible explicación de la caída de la pobreza vendría dada por el hecho de que las pensiones por jubilación pueden haber contrarrestado los efectos de la pérdida de ingresos por disminución de salarios o desaparición total de éstos (desempleo) dentro de los hogares durante el periodo de crisis. De hecho, si diferenciamos los hogares con individuos menores y mayores a sesenta y cinco años (véase cuadro 5), se nota que en estos últimos la incidencia de la pobreza ha disminuido en casi cuatro puntos porcentuales entre 2007 y 2011<sup>5</sup>.

Si bien la incidencia de la pobreza se ha mantenido relativamente estable, lo que sí ha aumentado considerablemente es la intensidad de la pobreza. En concreto, y siguiendo la última fila del cuadro 5, se observa que dicha intensidad se ha incrementado en el periodo de análisis y con mayor fuerza durante la recesión, pasando de 8,99% en 2007 a 9,55% en 2011.

<sup>5</sup> Los autores agradecen la sugerencia de uno de los evaluadores sobre este punto.

La intensidad de la pobreza se mide a través de las curvas TIP (*Three I's of Poverty: Incidence, Intensity, Inequality*) propuestas por Spencer y Fisher (1992), Jenkins y Lambert (1997) y Shorrocks (1998). Estas curvas son similares a las curvas de Lorenz y se construyen a partir de la agregación de déficits o diferencias de renta para los acumulados de población ordenados por niveles de pobreza. Sus principales ventajas son las de considerar en el análisis las dimensiones de incidencia, intensidad y desigualdad. Las curvas TIP se calculan a partir de las siguientes expresiones (Jenkins y Lambert, 1997):

$$D_y = \max[0, (z - y_i)] \quad (1)$$

en donde  $D_y$  representa el vector de brechas de pobreza asociado a la distribución de la renta  $y$  y a la línea de pobreza  $z$ . Estas brechas se agregan para cada una de las unidades consideradas pobres, de tal forma que, por ejemplo, si incluimos dos pobres sumamos dos brechas y así hasta que incluimos el total de pobres, lo cual nos lleva al final a una expresión de la brecha de pobreza de la forma:

$$\text{Acumulado } D_y = \sum_{i=1}^q D_{y_i} \quad (2)$$

siendo  $q$  el último hogar por debajo del umbral de pobreza. De lo anterior se tiene que la expresión de una curva TIP viene dado por:

$$TIP(D_y, p) = \frac{\sum_{i=1}^q D_{y_i}}{N} \quad (3)$$

Nótese que  $q$  representa el número total de pobres,  $N$  es el número total de hogares y  $p$  referencia al 100% de hogares más pobres, con  $0 \leq p \leq 1$ . Es decir, la ratio expresa la pobreza promedio con relación al total de hogares de aquellos que se hallan por debajo del umbral de pobreza, o lo que es lo mismo, la intensidad de la pobreza promedio.

En términos relativos la curva TIP se define como:

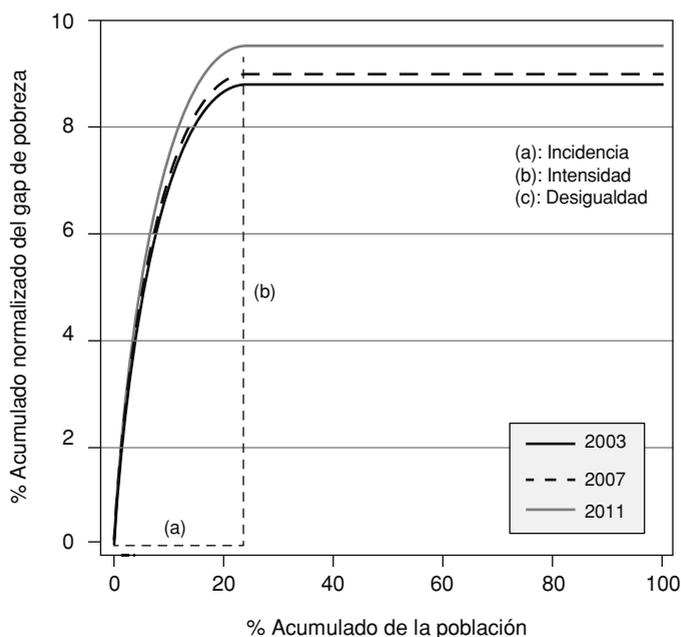
$$TIP = \frac{\sum_{i=1}^q D_{y_i}}{z} \quad (4)$$

El numerador de esta expresión es la pobreza promedio en unidades monetarias y el denominador es la línea de pobreza. Por tanto, la expresión mide la intensidad de la pobreza en términos relativos a la línea de pobreza. Este valor es lo que la última fila del cuadro 5 refleja. Así, la intensidad de la pobreza era de 8,37% en 2003 y de 8,99% en 2007. Es decir, los pobres de 2003 eran menos intensamente pobres que en 2007. Finalmente, el valor de la TIP adopta el valor de 9,55% en

2011. Es decir, como consecuencia de la crisis, si bien el porcentaje de pobres no ha experimentado una modificación sustancial, lo que realmente ha aumentado es la intensidad de esta pobreza: los hogares pobres de 2011 son más pobres que en 2007 y que en 2003. Este resultado está en consonancia con el aumento de la polarización, cuando como criterio se emplea el 5% más pobre y el 5% más rico de los hogares.

El gráfico 4 refleja la representación de las curvas TIP para la economía española en 2003, 2007 y 2011. Para cada uno de estos años, la incidencia de la pobreza queda reflejada en el punto en que se hace horizontal la curva, esto es, cuando se llega el máximo de unidades que alcanzan el umbral de pobreza. Este punto representa la proporción de población total pobre. La intensidad de la pobreza se refleja por la altura máxima de la curva a partir del punto en que se vuelve horizontal. La curvatura representa el grado de desigualdad y cuanto más tiende la curva a una L invertida, mayor es la desigualdad entre los pobres.

**Gráfico 4.** Curvas TIP para España



Como ya se ha notado, el gráfico muestra que la intensidad de la pobreza se ha ido incrementando con mayor fuerza en el periodo de recesión, entre 2007 y 2011. El aumento de la tasa de paro entre los hogares menos favorecidos puede explicar este comportamiento.

### 3.3. Bienestar

Un criterio simple, intuitivo y altamente utilizado para evaluar el bienestar es la aproximación propuesta por Sen (1974) consistente en conjugar la renta per cápita y su distribución.

El índice de bienestar propuesto por Sen se define como:

$$\text{Bienestar} = \text{PIB per cápita} \cdot (1 - \text{Gini}) \quad (5)$$

Para una renta homogéneamente distribuida, el PIB per cápita puede constituir una aproximación adecuada del bienestar. No obstante, a medida que aumenta la desigualdad en la distribución de la renta, el bienestar se reduce. En el caso extremo de que la distribución de la renta estuviese concentrada en una sola familia (índice de Gini unitario), el bienestar sería cero. Por otro lado, cuando el índice de Gini vale cero (distribución de la renta perfectamente homogénea), el crecimiento del índice de bienestar coincide con el crecimiento del PIB per cápita. En otros términos, la relación marginal de sustitución entre mejora del PIB per cápita y reducción de la desigualdad en la distribución viene dada por:

$$\frac{d(\text{PIB per cápita})}{d(\text{Gini})} = \frac{d(\text{PIB per cápita})}{1 - (\text{Gini})}$$

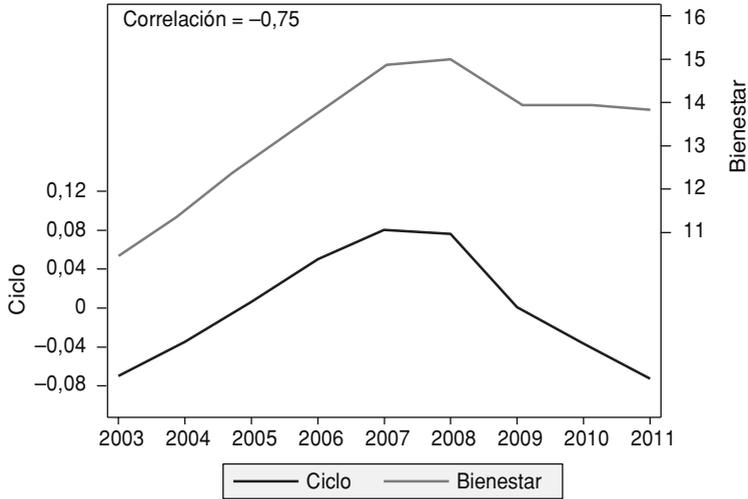
Alternativamente (6)

$$\frac{d(\text{PIB per cápita})}{d(\text{Gini})} = \frac{d(\text{PIB per cápita})}{1 - (\text{Gini})}$$

Partiendo de una distribución de la renta perfectamente igualitaria, una reducción del 1% en el PIB per cápita se compensa con la reducción de un punto porcentual en la desigualdad medida a través de Gini. No obstante, para un valor del índice de Gini del orden de 0,378, que es el valor correspondiente a España en 2011, una caída del 1% en el PIB per cápita debe compensarse con una reducción del índice de Gini de 0,63 puntos porcentuales para que el bienestar no resulte afectado. El gráfico 5 detalla la evolución del índice de bienestar en la economía española.

El gráfico 5 muestra un sostenido aumento del índice de bienestar desde 2003 hasta 2007 propiciado tanto por el crecimiento del PIB como por la reducción en la desigualdad de la renta. Con la recesión económica el bienestar se reduce y esta reducción resulta propiciada tanto por la caída del PIB como por el empeoramiento en la distribución. Entre 2007 y 2011, el índice de bienestar se ha reducido un 8% y las contribuciones relativas de la reducción del PIB per cápita y del aumento en la desigualdad son de un 4,8% y de un 3,0%.

Un punto importante a estudiar es el papel jugado por las prestaciones sociales a la desigualdad y el bienestar. En el caso de la actual recesión las prestaciones sociales

**Gráfico 5.** Ciclo y bienestar en la economía española

han contribuido de forma muy apreciable a la redistribución de la renta y a la mejora del bienestar. En efecto, para determinar cuál ha sido su contribución se ha calculado un índice de Gini hipotético descontando la contribución de las prestaciones por desempleo y vejez. También se ha calculado el índice de bienestar descontando del índice esta contribución. Los resultados obtenidos se detallan en el cuadro 6.

**Cuadro 6.** La contribución de las prestaciones a la redistribución de la renta

Años	Gini	Gini sin prestaciones	Contribución de las prestaciones en % sobre Gini	Bienestar	Bienestar sin prestaciones	Contribución de las prestaciones en % sobre bienestar
2003	0,3772	0,4847	-22,18	11,56	9,56	20,92
2004	0,3685	0,4693	-21,48	12,39	10,41	19,02
2005	0,3603	0,4669	-22,83	13,32	11,10	20,00
2006	0,3584	0,4684	-23,48	14,25	11,81	20,66
2007	0,3519	0,4655	-24,40	15,09	12,44	21,30
2008	0,3580	0,4847	-26,14	15,19	12,19	24,61
2009	0,3720	0,5080	-26,77	14,18	11,11	27,63
2010	0,3728	0,5008	-25,56	14,08	11,21	25,60
2011	0,3784	0,5131	-26,25	13,91	10,90	27,61

El cuadro 6 nos informa que en los últimos años las prestaciones sociales en España contribuyen a la reducción de la desigualdad medida por medio del índice de Gini en el entorno de un 26%, y a un aumento del bienestar del orden también de un 26%. Por otro lado, como *a priori* cabría esperar, ambas contribuciones han operado de forma contra-cíclica. Las prestaciones sociales, tanto en términos de redistribución como de bienestar, tiene mayor importancia en 2011 que en 2007.

## 4. Resultados por Comunidades Autónomas

### 4.1. La distribución de la renta por comunidad autónoma (CCAA)

Como se ha notado en varios estudios [véase por ejemplo, Bandrés y Gadea (2013), Herrero *et al.* (2013), Rubiera *et al.* (2013), Pérez (2013)] la renta dentro de cada CCAA se distribuye de forma heterogénea. Para cuantificar este fenómeno se ha computado el índice de Gini por CCAA y año. La exposición estará centrada en el año 2011 dado que la evolución anual no aporta una información claramente diferenciada del patrón observado para España.

La información para el año 2011 (ECV año 2012) tiene un tamaño total relativamente reducido (12.490 observaciones) y por CCAA este tamaño es todavía menor, lo que afecta a la precisión con la que los diferentes estadísticos se computan. En el caso del índice de Gini, el porcentaje de error en el cálculo del coeficiente se ha obtenido por «*bootstrapping*» y, como el cuadro 7 muestra, existe una clara correlación negativa entre precisión en la estimación del coeficiente de Gini y tamaño muestral.

Por tanto, la fiabilidad de la estimación es más elevada para las CCAA grandes, como Madrid o Cataluña, y es más imprecisa para las CCAA de reducido tamaño como La Rioja, Cantabria o Murcia. En cualquier caso, consideramos que es aceptable para identificar patrones globales de comportamiento.

Al respecto, el gráfico 6 muestra el comportamiento de los índices de Gini, PIB per cápita y bienestar por CCAA en el año 2011. Puede comprobarse que las CCAA de menor renta (como Castilla-La Mancha, Andalucía o Extremadura) suelen mostrar a su vez una distribución de la renta más desigual, mientras que las CCAA cuyo PIB per cápita es más elevado (País Vasco, Madrid o Cataluña) muestran también una distribución de la renta más igualitaria. De hecho, el coeficiente de correlación entre ambas variables es de  $-0,49$ . De aquí se deriva que las diferencias en PIB per cápita entre CCAA resultan amplificadas cuando estas diferencias se miden en términos de bienestar según la propuesta de Sen previamente comentada. Así, el PIB per cápita de la CCAA de mayor renta (País Vasco) es 1.93 veces el PIB per cápita de la CCAA de menor renta (Extremadura). Efectuando la comparación en términos de bienestar, la ratio es de dos.

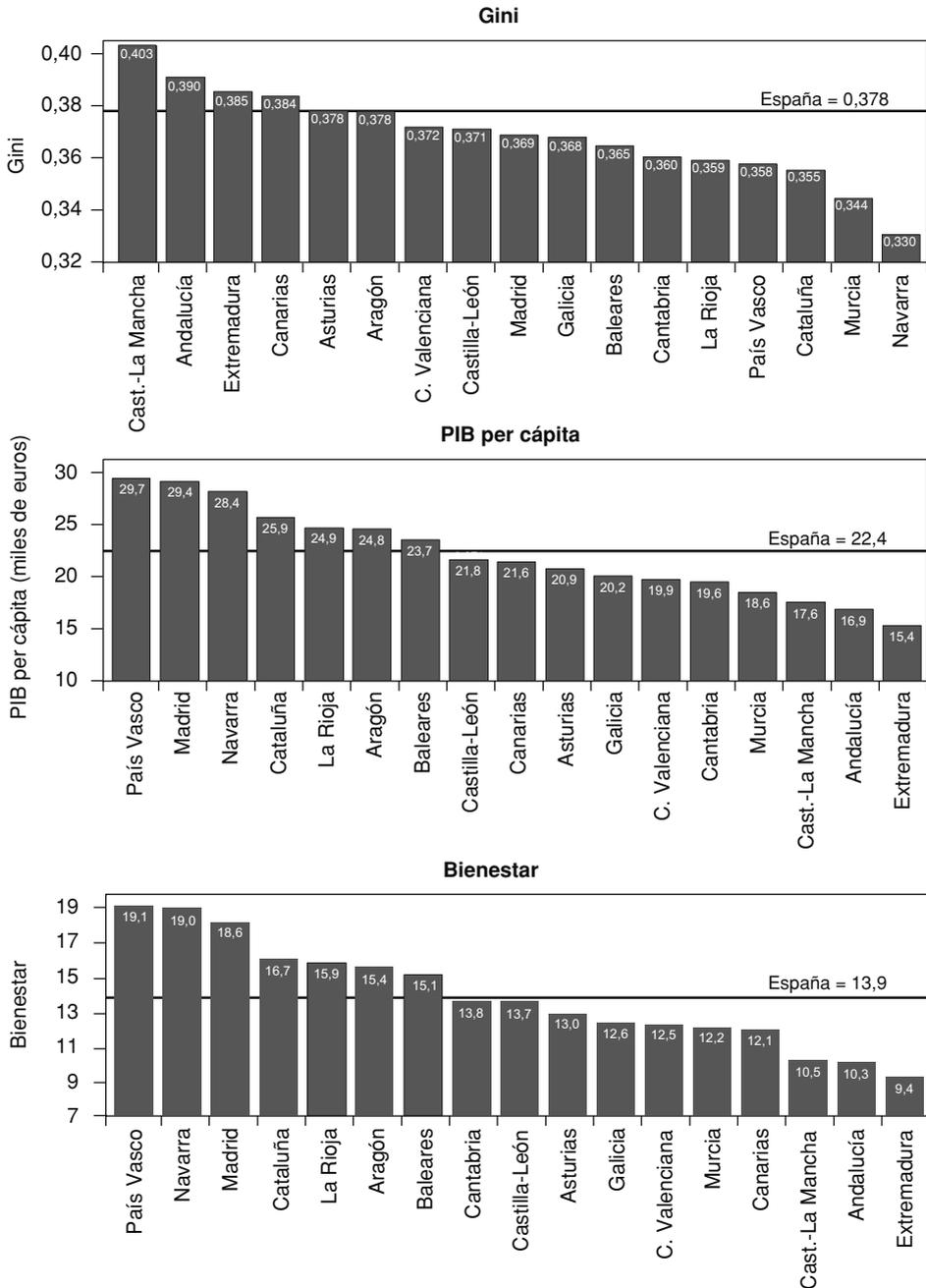
**Cuadro 7.** Porcentaje de error en la estimación del índice de Gini y tamaño muestral año 2011

<i>Comunidad autónoma</i>	<i>% error en la estimación de Gini</i>	<i>Número de observaciones</i>
Andalucía	1,718716	1.533
Aragón	2,719000	564
Asturias	2,971123	522
Baleares	3,110507	380
Canarias	2,257084	549
Cantabria	3,408748	371
Castilla-La Mancha	2,867431	712
Castilla-León	2,079978	893
Cataluña	1,899749	1.390
C. Valenciana	2,894383	1.022
Extremadura	2,646090	508
Galicia	2,422403	854
La Rioja	3,310566	438
Madrid	1,906724	1.188
Murcia	3,168528	489
Navarra	3,136305	386
País Vasco	2,671694	691
Coefficiente de correlación:	-0,84	

#### 4.2. La contribución de las prestaciones sociales a la redistribución y al bienestar

El cuadro 8 muestra la contribución de las prestaciones a la redistribución y el bienestar en las CCAA españolas en 2011. La primera columna muestra el índice de Gini de cada CCAA referido a la renta disponible. La siguiente columna muestra el valor hipotético que el índice de Gini adoptaría si estas prestaciones, que incluyen desempleo y jubilación, se hiciesen nulas. Así, por ejemplo, el índice de Gini en Andalucía adopta el valor de 0,391, y si estas prestaciones fuesen nulas, su valor sería de 0,543. Como la columna cinco muestra, la contribución de las prestaciones a la distribución en esta CCAA asciende al 28%. En términos de bienestar, el valor para

**Gráfico 6.** Distribución de la renta, PIB per cápita y el bienestar entre las CCAA en el año 2011



*Nota:* Bienestar = PIB per cápita · (1-Gini). El PIB se obtuvo de la Contabilidad Regional de España - INE.

Andalucía es de 10,33. Caso de no existir prestaciones el valor sería de 7.744. Por tanto, la contribución de las prestaciones al bienestar es de un 33,3%.

**Cuadro 8.** La contribución de las prestaciones sociales a la redistribución y al bienestar por CCAA, 2011

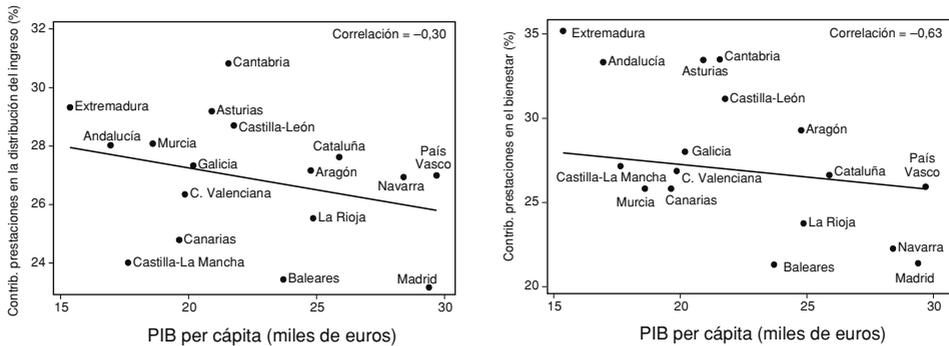
	<i>Gini renta disponible</i> (1)	<i>Gini R.D. sin prestaciones</i> (2)	<i>Bienestar</i> (3)	<i>Bienestar sin prestaciones</i> (4)	<i>Cont. prest. distribución en %</i> (5)	<i>Cont. prest. bienestar en %</i> (6)
Andalucía	0,391	0,543	10.325	7.744	28,03	33,33
Aragón	0,378	0,519	15.413	11.922	27,17	29,28
Asturias	0,378	0,534	12.998	9.739	29,19	33,46
Baleares	0,365	0,476	15.061	12.415	23,44	21,31
Canarias	0,384	0,510	12.099	9.616	24,78	25,82
Cantabria	0,360	0,521	13.792	10.332	30,82	33,49
Castilla-La Mancha	0,403	0,531	10.529	8.280	24,01	27,16
Castilla-León	0,371	0,520	13.693	10.440	28,70	31,15
Cataluña	0,355	0,491	16.692	13.181	27,62	26,63
C. Valenciana	0,372	0,505	12.479	9.837	26,35	26,86
Extremadura	0,385	0,545	9.441	6.984	29,32	35,18
Galicia	0,368	0,506	12.758	9.966	27,33	28,02
La Rioja	0,359	0,482	15.944	12.883	25,52	23,76
Madrid	0,369	0,480	18.558	15.288	23,17	21,39
Murcia	0,344	0,479	12.194	9.692	28,08	25,81
Navarra	0,331	0,452	19.022	15.560	26,93	22,25
País Vasco	0,358	0,490	19.075	15.148	26,99	25,93
Promedio	0,369	0,505	14.122	11.119	26,91	27,70

En promedio, la contribución de las prestaciones a la redistribución es de un 26,9% y al bienestar de un 27,7%. En términos de redistribución y bienestar, las CCAA más beneficiadas son Cantabria, Extremadura y Asturias, y las menos beneficiadas son Madrid e Islas Baleares. Analizar más detalladamente los factores que se encuentran detrás de estos resultados exigiría profundizar en los datos regionales. En cualquier caso, la conclusión global es la gran importancia que tiene el Estado de bienestar en términos de paliar los efectos de la recesión económica sobre la distri-

bución y el bienestar y, en particular, sobre los colectivos menos favorecidos de la sociedad.

Finalmente, el gráfico 7 muestra la asociación existente entre la contribución de las prestaciones a la redistribución y al bienestar y el PIB per cápita de cada CCAA. A la vista de este gráfico se constata que mientras que no existe ninguna relación clara entre PIB per cápita y contribución de las prestaciones a la redistribución, claramente son las CCAA de menor PIB per cápita aquellas que más beneficiadas salen de la contribución de las prestaciones al bienestar.

**Gráfico 7.** Contribución de las prestaciones y PIB per cápita, 2011



#### 4.3. Análisis de la convergencia-divergencia en el PIB per cápita y en el bienestar de las CCAA en el periodo 2003-2011

En tema de la convergencia de las CCAA españolas ha sido exhaustivamente analizado en la literatura. En este trabajo nos centraremos en la definición más transparente de convergencia, que es la «sigma» y ampliaremos el análisis a la comparación de las convergencias en PIB per cápita y en bienestar (véase en el gráfico A1 en el anexo los cálculos de la convergencia beta)<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> Si por convergencia se entiende un proceso en el que las CCAA aproximan posiciones, consideramos más adecuada la utilización de la convergencia «sigma» que la «beta». En efecto, sea « $Y_{it}$ » el valor de la variable en la CCAA « $i$ » en el periodo « $t$ » e « $Y_{i0}$ » el valor de esta variable en el periodo «0». La convergencia beta consiste en estimar por MCO la siguiente ecuación de regresión:

$$\Delta \ln Y_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln Y_{i0} + \hat{u}_{it}$$

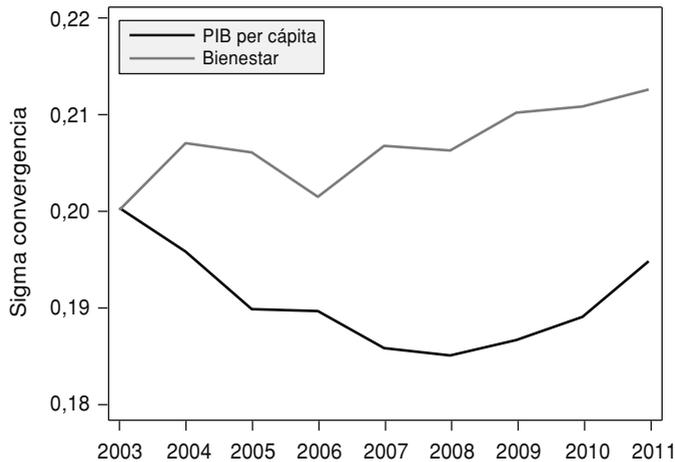
A partir de cálculos elementales se obtiene:

$$\sigma_{\hat{\gamma}}^2 = (1 - \hat{\beta})^2 \sigma_0^2 + \sigma_{\hat{u}}^2$$

en donde « $\sigma_{\hat{\gamma}}^2$ » y « $\sigma_0^2$ » son las varianzas de « $\ln Y_{it}$ » y de « $\ln Y_{i0}$ ». Obsérvese que según cuáles sean los valores de  $\hat{\beta}$  y de  $\sigma_{\hat{u}}^2$  pueden convivir convergencia sigma y divergencia beta y viceversa. Por ello, si por convergencia entendemos un proceso temporal en el que las CCAA aproximan posiciones con respecto a la media, la convergencia «beta» puede ser redundante o, en el peor de los casos, inducir a confusión. En nuestro caso, tal como se detalla en el Anexo A1, los resultados de la convergencia «beta» son coincidentes con los de la convergencia «sigma».

La convergencia sigma se ha calculado obteniendo la desviación estándar de los logaritmos del PIB per cápita real y del bienestar. Se opera con nueve cortes transversales de los años 2003 a 2011 y para cada corte transversal se estiman estas desviaciones estándar entre las diecisiete CCAA españolas. El gráfico 8 muestra los resultados obtenidos.

**Gráfico 8.** Evolución de la convergencia sigma del PIB per cápita y el bienestar entre las CCAA españolas



A la vista de este gráfico se comprueba que por lo que se refiere a la convergencia sigma en PIB per cápita, tal proceso opera en la fase expansiva 2003-2007, mientras que a partir de esta fecha se detiene y hasta incluso se observa una ligera divergencia. Por contra, durante todo el periodo opera un proceso de divergencia sigma en bienestar, siendo éste mucho más fuerte en el periodo recesivo 2008-2011. Es decir, con el transcurso de los años el bienestar de las CCAA españolas ha estado progresivamente distribuido de forma más heterogénea. Queda como tarea pendiente para futuros trabajos indagar los factores explicativos de las pautas observadas.

## 5. Algunas ecuaciones estimadas a partir de un panel de CCAA

La finalidad de esta sección es confirmar que la distribución de la renta tiende a empeorar en las fases contractivas del ciclo económico y que uno de los mecanismos causales es el aumento en la tasa de desempleo. Para ello se explota la información de panel de datos que ofrecen las diecisiete CCAA españolas observadas en el periodo 2003-2011.

Como previamente se ha comentado, el ciclo se mide por la simple diferencia entre el logaritmo del PIB observado y su tendencia lineal ajustada para cada CCAA en el periodo analizado. Se estiman tres tipos de ecuaciones: Un *pooling*, un modelo de efectos fijos y un modelo de efectos estocásticos. La ecuación estimada es del tipo:

$$\text{Gini Renta disponible real}_{it} = \mu + \beta \text{Ciclo}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

donde *i* se refiere a CCAA y *t* a tiempo.

Tal y como el cuadro 9 refleja, un empeoramiento del ciclo económico comporta un aumento en la desigualdad. Por otro lado, es interesante destacar que los coeficientes estimados permanecen inalterados independientemente de la aproximación econométrica adoptada.

**Cuadro 9.** Relación entre distribución de la renta y ciclo  
Y = Gini

	<i>Pooling</i>	<i>Efectos fijos</i>	<i>Efectos aleatorios</i>
Ciclo	-0,162*** (-6,016)	-0,162*** (-8,370)	-0,162*** (-8,370)
Constante	0,359*** (236,4)	0,359*** (328,9)	0,359*** (104,0)
Número observado	153	153	153
R Cuadrado	0,19	0,63	0,32

*Nota:* *t* estadísticos entre paréntesis. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

La siguiente cuestión es confirmar que el aumento del desempleo es un factor que contribuye a explicar la relación entre ciclo económico y distribución de la renta. En las fases recesivas, el desempleo tiende a aumentar y ello contribuye a un empeoramiento en la distribución de la renta, mientras que la relación inversa opera en las fases expansivas. Es decir, la nueva ecuación es del tipo:

$$\text{Gini Renta disponible real}_{it} = \mu + \beta. \text{Tasa de desempleo}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

El cuadro 10 muestra que en los tres tipos de estimación el aumento de la tasa de desempleo empeora la distribución de la renta, si bien al estimar un *pooling* o el modelo de efectos aleatorios los efectos de la tasa de desempleo sobre la desigualdad resultan más acentuados que en el modelo de efectos fijos que únicamente contempla la variación de las variables «*within*» o *intra* Comunidades Autónomas.

**Cuadro 10.** Relación entre distribución de la renta y tasa de desempleo  
Y = Gini

	<i>Pooling</i>	<i>Efectos fijos</i>	<i>Efectos aleatorios</i>
Tasa de desempleo	0,0020*** (8,532)	0,0014*** (5,705)	0,0017*** (7,150)
Constante	0,333*** (102,1)	0,340*** (101,7)	0,338*** (93,3)
Número observado	153	153	153
R Cuadrado	0,32	0,54	0,25

Nota: t estadísticos entre paréntesis \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Finalmente, el cuadro 11 confirma la relación entre Tasa de Desempleo y Ciclo estimando la ecuación:

$$\text{Tasa de desempleo}_{it} = \mu + \beta \cdot \text{Ciclo}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

También en este caso, e independientemente del método de estimación adoptado, una clara relación aparece entre las desviaciones del PIB de su tendencia y el comportamiento del desempleo.

**Cuadro 11.** Relación entre tasa de desempleo y ciclo  
Y = Tasa de desempleo

	<i>Pooling</i>	<i>Efectos fijos</i>	<i>Efectos aleatorios</i>
Ciclo	-49,103*** (-6,698)	-49,104*** (-8,317)	-49,104*** (-8,317)
Constante	12,316*** (29,81)	12,316*** (37,02)	12,316*** (14,50)
Número observado	153	153	153
R Cuadrado	0,23	0,55	0,32

Nota: t estadísticos entre paréntesis \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Por tanto, las tres ecuaciones confirman, entre otros, un mecanismo causal a través del que la distribución de la renta se ve negativamente influida por la recesión económica.

## 6. Consideraciones finales

El objetivo de este trabajo ha sido analizar cómo ha evolucionado la distribución de la renta en la economía española a lo largo del último ciclo (2003-2011) aprovechando la información anual que ofrece la Encuesta sobre Condiciones de Vida (ECV). El periodo 2003-2007 refleja una fase expansiva y a partir de esta fecha se inicia una fase recesiva. La pretensión del trabajo es fundamentalmente descriptiva y desde esta perspectiva las siguientes conclusiones generales se deducen:

— La distribución de la renta aparece claramente contra-cíclica: en la fase expansiva 2003-2007, la desigualdad en la distribución de la renta y la polarización se reduce, mientras que en la fase recesiva, 2008-2011, la desigualdad aumenta.

— Un mecanismo que asocia la recesión a mayor desigualdad y expansión a reducción de la desigualdad, es la tasa de paro. En las fases recesivas la tasa de paro aumenta, y ello se traduce en una menor desigualdad, mientras que lo contrario acontece en las fases expansivas.

— Si bien la expansión en la economía española en el periodo 2003-2007 ha ido acompañada por una reducción en la desigualdad y la recesión 2008-2011 por un aumento de la desigualdad, el porcentaje de pobres no ha aumentado (hay que recordar que se está utilizando una definición de pobreza relativa) pero sí ha aumentado la intensidad de la pobreza. Es decir, los índices de desigualdad en 2011 son similares a los de 2003, pero las familias pobres en 2011 no solamente son más intensamente pobres que en 2007, sino también que en 2003.

— A nivel regional, las CCAA de menor PIB per cápita son las que a su vez muestran una mayor desigualdad en la distribución de la renta, mientras que las CCAA mejor situadas tienden a mostrar una distribución de la renta menos desigual. Ello se traduce en que las diferencias entre CCAA, medidas a través del índice de bienestar propuesto por Sen, y que combina el PIB per cápita con la desigualdad, resulten acrecentadas.

— En todo este contexto, la contribución de las prestaciones sociales (pensiones de jubilación y de desempleo) a la reducción de la desigualdad y a la homogeneización del bienestar ha sido muy importante. Como dato relevante, en 2011 el valor del índice de Gini adopta el valor de 0,378, mientras que el valor de este índice en caso de inexistencia de prestaciones sociales, sería de 0,513. Es decir, la contribución de las prestaciones sería reducir la desigualdad en un 26%. Y por lo que respecta al bienestar, de un valor observado de 13,91 se pasaría a un valor de 10,90 al descontar la contribución de las prestaciones sociales, lo que implica una contribución del orden de un 28%.

— Finalmente, en términos de la denominada convergencia «sigma» entre CCAA, en el periodo 2003-2007 ha operado convergencia sigma en PIB per cápita entre CCAA y estancamiento a partir de esta fecha. No obstante, en términos de bienestar, un proceso de divergencia sigma ha presidido la evolución de las CCAA españolas sin que del ciclo económico se derive una acción claramente identificable. Es decir, entre 2003 y 2011 la divergencia sigma en bienestar parece mostrar una tendencia lineal con independencia del ciclo.

Los resultados obtenidos tienen fundamentalmente una finalidad descriptiva sin pretender establecer reglas uniformes de comportamiento. Se ha utilizado la Encuesta de Condiciones de Vida en lugar de la información más detallada que procede de las Encuestas de Presupuestos Familiares porque éste es el único soporte que permite un seguimiento anual de la distribución de la renta en consonancia con el ciclo. Por otro lado, desafortunadamente, la última información muestral disponible hace referencia al año 2011, fecha distante del final de la recesión. Puede resultar de interés que ulteriores trabajos se ocupen de la doble tarea de, por un lado, proseguir en el estudio de la relación entre coyuntura económica y distribución, y por otro, buscar una mayor fundamentación causal de las relaciones detectadas.

## Referencias

- Adiego, M., y Ayala, L. (2012): «Los Cambios en la Estructura de la Desigualdad en España: ¿Qué nos dice la EPF?», *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, núm. 2.
- Ayala, L. (2010): «La Pobreza en España: Tendencias y Factores de Cambio», *Revista Española del Tercer Sector*, 15, pp. 17-42.
- Ayala, L. (2013): «Crisis Económica y Distribución de la Renta: Una Perspectiva Comparada», *Papeles de Economía Española*, 135, pp. 2-19.
- Ayala, L.,; Jurado, A., y Pedraja, F. (2006): «Desigualdad y Bienestar en la Distribución intraterritorial de la Renta, 1973-2000», *Investigaciones Regionales*, 8, pp. 5-30.
- Bandrés, E., y Gadea, M. (2013): «Crisis Económica y Ciclos Regionales en España», *Papeles de Economía Española*, 138, pp. 2-30.
- CSE - Consejo Económico y Social España (2013): «Distribución de la renta en España: Desigualdad, cambios estructurales y ciclos», Informe núm. 03/2013.
- Esteban, J., y Ray, D. (1994): «On the Measurement of Polarization», *Econometrica*, 62 (4), pp. 819-851.
- FOESSA (2008): VI Informe sobre exclusión y desarrollo social en España.
- INE - Instituto Nacional de Estadística (2013): Metodología, Encuesta de Condiciones de Vida (ECV).
- (2014): Notas de Prensa 27 de mayo de 2014, Encuesta de Condiciones de Vida (ECV), Resultados definitivos, año 2013.
- Herrero, C.; Soler, Á., y Villar, A. (2013): «Desarrollo y Pobreza en España y sus Comunidades Autónomas: El Impacto de la Crisis», *Papeles de Economía Española*, 138, pp. 98-113.
- Jenkins, S. P., y Lambert P. (1997): «Three “I’s of Poverty” Curves, with an Analysis of UK Poverty Trends», *Oxford Economic Papers*, 49 (3), pp. 317-327.
- Maestri, V., y Roventini, A. (2012): «Stylized Facts on Business Cycles and Inequality», *Gini discussion paper*, núm. 30, julio.
- Oliver, J., y Raymond, J. (1999): «La Distribución de la Renta en España en el Periodo 1985-1996. Resultados Derivados de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares», *Cuadernos de Información Económica*, 150, pp. 1-4.
- Oliver, J.; Ramos, X., y Raymond, J. (2001): «Anatomía de la Distribución de la Renta en España, 1985-1996: la Continuidad de la Mejora», *Papeles de Economía Española*, 88, pp. 67-88.
- Pérez, J. (2013): «Crisis Económica y Territorio: El Impacto de la Crisis sobre la Desigualdad de Rentas en las Distintas Regiones Españolas», *Papeles de Economía Española*, 135, pp. 67-88.

- Rubiera, F.; Lasarte, E., y Fernández, E. (2013): «Efectos de los Incrementos en el Coste de Vida sobre el Mapa de la Pobreza en España», *Papeles de Economía Española*, 138, pp. 114-128.
- Sen, A. K. (1974): «Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation of Income Distribution», *Journal of Public Economics*, 3 (4), pp. 387-403.
- Shorrocks, A. (1998): «Deprivation Profiles and Deprivation Indices», en K. Jenkins, Kapteyn A., van Praag, B. M. S. (eds), *The Distribution of Household Welfare and Household Production: International Perspectives*, Cambridge, Cambridge University Press, UK.
- Spencer, B. D., y Fisher S. (1992): «On Comparing Distributions of Poverty Gaps», *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B*, 54 (1), pp. 114-126.

Anexo

Gráfico A1. Convergencia beta del PIB per cápita y el bienestar entre las CCAA españolas

