

Disparidades entre las comunidades autónomas españolas en el período 2007-2012

Antonio Jurado Málaga
Jesús Pérez Mayo
Universidad de Extremadura



FUNDACIÓN FOESSA
FOMENTO DE ESTUDIOS SOCIALES
Y DE SOCIOLOGÍA APLICADA

1. Introducción

La existencia o no de convergencia en la evolución de las economías regionales en España es una cuestión ampliamente estudiada en la literatura especializada. El instrumento normalmente utilizado es el Producto Interior Bruto per cápita, con el que se pretende una aproximación a la renta per cápita en cada uno de los territorios. Por ejemplo, la Comisión Europea compara el PIB per cápita de cada región con el 75% del valor medio de la Unión para identificar las regiones prioritarias para los fondos de la política regional europea.

Las diferencias que tradicionalmente se observan en el caso español reflejan los efectos de desequilibrios que -como, por ejemplo, mostraba el anterior Informe FOESSA- a pesar de haberse reducido, continúan existiendo. Esta disparidad puede deberse, entre otros factores, a la diferente especialización sectorial de las economías regionales, las peculiaridades geográficas o naturales, las diferencias en el capital humano y social e, incluso al papel del sector público y otras instituciones políticas, económicas o sociales.

Tabla 1. Distribución regional del PIB per cápita 2008-2012

| Comunidad Autónoma | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 |
|-----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Andalucía | 18.365 | 17.442 | 17.193 | 17.122 | 16.739 |
| Aragón | 26.536 | 25.124 | 25.330 | 25.318 | 24.805 |
| Asturias | 22.350 | 21.140 | 21.247 | 21.310 | 20.862 |
| Baleares | 25.634 | 24.169 | 23.829 | 23.769 | 23.589 |
| Canarias | 20.464 | 19.235 | 19.345 | 19.325 | 18.935 |
| Cantabria | 23.114 | 22.016 | 22.064 | 22.055 | 21.692 |
| Castilla y León | 22.538 | 21.795 | 22.025 | 22.277 | 21.994 |
| Castilla La Mancha | 19.495 | 18.407 | 18.178 | 18.144 | 17.688 |
| Cataluña | 27.620 | 26.489 | 26.521 | 26.603 | 26.412 |
| C. Valenciana | 21.701 | 20.171 | 20.109 | 19.869 | 19.480 |
| Extremadura | 16.327 | 15.859 | 15.869 | 15.653 | 15.129 |
| Galicia | 21.121 | 20.423 | 20.603 | 20.476 | 20.330 |
| Madrid | 30.944 | 30.182 | 29.471 | 29.576 | 28.906 |
| Murcia | 20.340 | 19.035 | 18.952 | 18.470 | 18.027 |
| Navarra | 29.917 | 28.682 | 28.846 | 29.134 | 28.491 |
| País Vasco | 30.947 | 29.652 | 30.101 | 30.480 | 30.043 |
| La Rioja | 26.372 | 25.008 | 25.335 | 25.537 | 25.185 |
| Ceuta | 20.989 | 20.766 | 20.145 | 19.555 | 18.833 |
| Melilla | 19.479 | 19.115 | 18.275 | 17.824 | 16.704 |
| Total Nacional | 23.858 | 22.794 | 22.695 | 22.685 | 22.291 |

Fuente: Contabilidad Regional de España, INE

La disparidad antes citada se muestra en la tabla 1, donde puede observarse que, a pesar de la convergencia experimentada desde mitad del siglo anterior, aparecen algunos clústeres claramente diferenciados. País Vasco, Madrid, Navarra y Cataluña ocupan nítidamente los cuatro primeros puestos de PIB per cápita tanto al inicio como al final del periodo mencionado. Su potente desarrollo industrial y de servicios de alto valor añadido, unido a un peculiar sistema de financiación autonómico en el caso vasco-navarro, son los principales artífices de esta situación tan polarizada.

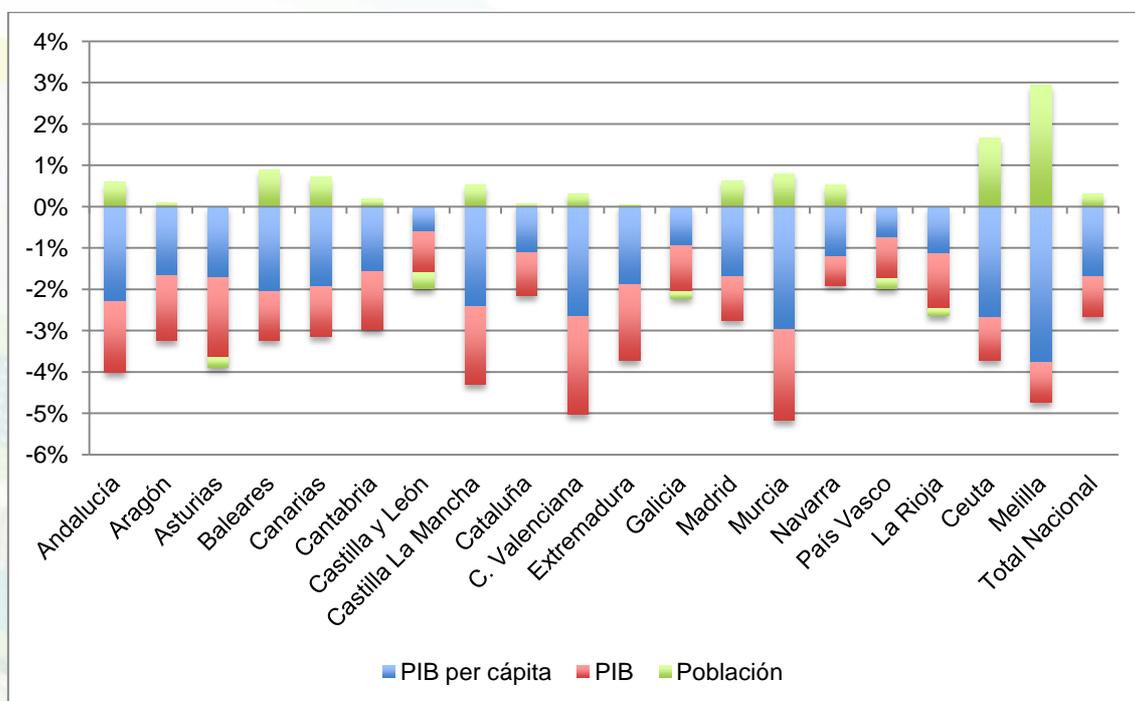
En los últimos puestos suele repetirse igualmente un mismo grupo, Extremadura, Andalucía, Castilla-La Mancha y Canarias; y junto a ellas las ciudades autónomas en las que tanto influye su característica ubicación geográfica.

Si profundizamos en los datos regionales de renta, de ocupación o de densidad de la actividad económica, constataremos la permanencia de esos dos grupos claramente diferenciados.

Ante este panorama es conveniente analizar los cambios demográficos observados en la última década. Desde comienzos del siglo XXI se produjo un crecimiento espectacular de la población debido a la inmigración, tanto de potenciales trabajadores como de sus familiares debido a los procesos de reagrupación familiar. Este crecimiento, aunque se produjo en la mayoría de las regiones, no se ha distribuido de manera equitativa al estar muy ligado a la actividad económica. Mientras esto ocurría, las regiones menos pobladas y con menor actividad se caracterizaban por un incremento de la tasa de dependencia y del índice de envejecimiento al no recibir suficientes flujos migratorios que compensaran el escaso crecimiento natural. Este hecho es importante por las consecuencias que conlleva al haber un menor dinamismo económico y una mayor necesidad de gasto público en sanidad, servicios sociales y, sobre todo, pensiones.

La crisis económica, ha afectado a todas las Comunidades Autónomas, aunque también de manera diferente. Puede comprobarse este hecho en el gráfico que compara la tasa de variación del PIB per cápita con las de sus dos componentes, PIB y población. La caída del PIB ha sido mayor, en términos generales, en las regiones con un relevante crecimiento económico en el período expansivo como Murcia, Castilla La Mancha y la Comunidad Valenciana, a pesar de que la evolución de la población en este mismo período ha matizado la caída en términos relativos.

Gráfico 1. Tasa de variación del PIB per cápita 2008-2012



Fuente: Elaboración propia a partir de la Contabilidad Regional de España, INE

En resumen, nos encontramos ante una polarización de la actividad y población, no solo desde un punto de vista estático, sino también dinámico.

Uno de los principales motivos de las divergencias observadas en la actividad económica –y en la población, al depender sus cambios de los flujos migratorios, causados éstos fundamentalmente por la situación económica- se encuentra en la especialización productiva de las economías regionales por sectores de actividad, presentada tanto en la ocupación como en la distribución sectorial del Valor Añadido Bruto.

Destaca como rasgo general la terciarización de las economías regionales con porcentajes mínimos situados alrededor del 60% en ocupación y actividad. Sin embargo, esta característica común esconde peculiaridades regionales dependiendo del tipo de servicios predominantemente desarrollados en cada una de ellas.

Por ejemplo, en Andalucía, Castilla La Mancha y Extremadura, los servicios de “no mercado” ocupan un lugar destacado con porcentajes superiores al 20 por ciento. En estas Comunidades Autónomas, el empleo público es un rasgo distintivo de sus estructuras de ocupación, por lo que el proceso de consolidación fiscal emprendido por las Administraciones Públicas en los últimos años puede agravar o, al menos, dificultar la recuperación de dichas regiones. Otro caso diferente es el de comunidades como Baleares y Canarias, donde el subsector turístico representa un porcentaje importante de su actividad y ocupación. Como último caso llamativo, destaca la Comunidad de Madrid con un peso relevante dentro del sector servicios de actividades relacionadas con el sistema financiero y el sector de información y comunicaciones. Estas tres regiones comparten, además, un grado de especialización en el sector servicios muy elevado superior al 80 por ciento en actividad y ocupación.

Junto a la terciarización, la economía española ha experimentado desde mediados del siglo pasado una reducción de la importancia del sector agrario. No obstante, algunas regiones como Andalucía, las dos Castillas, Extremadura, Galicia y Murcia presentan unos porcentajes de ocupados y VAB en este sector bastante más elevados que la media nacional.

Un grupo reducido de regiones- Aragón, La Rioja, Navarra y el País Vasco- llaman la atención por su especialización industrial al presentar una participación del empleo de este sector en la estructura ocupacional de, al menos, el 20 por ciento. Asimismo, este factor parece haber limitado el impacto de la crisis en estas regiones, fundamentalmente en las tres últimas al depender menos de la construcción y los servicios ligados a este sector.

El sector de la construcción es uno de los factores más relevantes tanto del período expansivo previo a la recesión como de ésta última con un fuerte impacto en el empleo en ambos momentos. Es un rasgo compartido por la mayoría de las regiones presentar, al inicio de la crisis, un peso en VAB y ocupación superior al 10 por ciento que se ha reducido drásticamente cuatro años más tarde. No obstante, en algunas regiones como Extremadura, Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana o Andalucía el peso del sector de la construcción era claramente superior a la media española; profundizando en ellas la fuerte destrucción de empleo del sector.

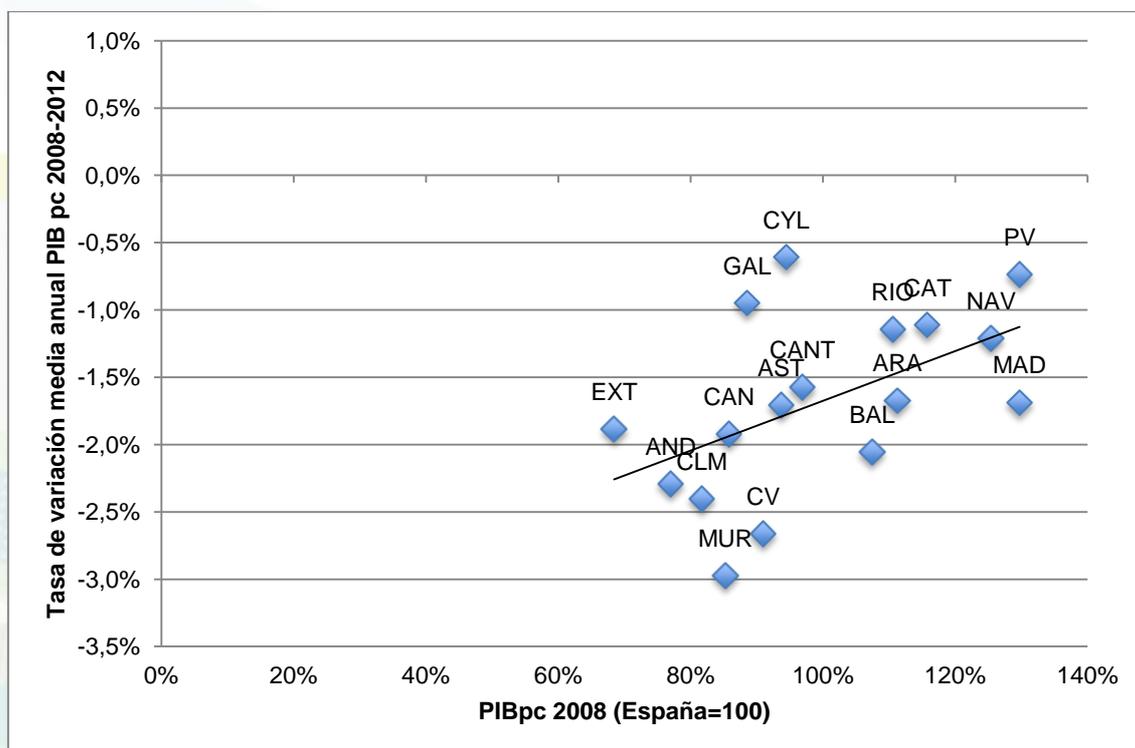
También se observan diferencias regionales cuando, en lugar de analizar la estructura sectorial de la actividad económica o el empleo, se observan algunos factores de crecimiento económico que afectan a la productividad por comunidades autónomas. Por ejemplo, el gasto regional en I+D de las empresas en relación al respectivo PIB regional; la aplicación en el sector empresarial de las tecnologías de la información y la comunicación (TIC); o uno de los factores fundamentales en la economía actual, la dotación de capital humano. Entre los diferentes indicadores relativos al capital humano puede observarse el porcentaje de personas entre 25 y 64 años con educación superior, la tasa de abandono escolar temprano y la tasa regional de NEET, es decir, el porcentaje de jóvenes entre 18 y 24 años que ni estudia ni trabaja. Es decir, no solo hay disparidad entre las regiones si se considera el máximo nivel educativo alcanzado por la población adulta, sino también el futuro cercano se muestra complicado al observar el porcentaje de jóvenes que abandonan prematuramente el sistema educativo así como la proporción de jóvenes que no estudian, pero tampoco trabajan. Estos indicadores están muy correlacionados, sin que esté claro el sentido de causalidad, con la estrategia de crecimiento

seguida por algunas regiones y dificultan el cambio a un modelo de crecimiento económico basado en la productividad y actividades de alto valor añadido.

1.1. La recesión ha causado el cese de la convergencia regional

Las disparidades observadas en la estructura sectorial y en los diversos factores de crecimiento se reflejan en el análisis de la convergencia/divergencia regional. Por un lado, la evolución de la dispersión regional del PIB per cápita (convergencia sigma) medida a través del coeficiente de variación entre 2008 y 2012 muestra un paulatino aunque leve incremento en la recesión. Este fenómeno contrasta con la fuerte convergencia observada en el período expansivo, como se puede comprobar en el informe elaborado por el CES (2013). Por el otro, la convergencia beta confirma no solo el resultado anterior, sino que además indica la contribución de cada región a la divergencia observada. Gráficamente es posible presentar este tipo de convergencia con un gráfico de dispersión con el PIB per cápita regional en el período inicial y la tasa de crecimiento medio anual del PIB per cápita en cada uno de los ejes. Así, la pendiente de la nube de puntos permitirá comprobar si hay convergencia (divergencia) si es negativa (positiva). Es decir, diremos que las regiones convergen si aquellos con una peor situación relativa al inicio crecen a un mayor ritmo que los mejor situados al inicio y, en consecuencia, consiguen reducir la distancia inicial. Por el contrario, habrá divergencia si las disparidades se mantienen o incluso aumentan.

Gráfico 2. Convergencia regional del PIB per cápita 2008-2012



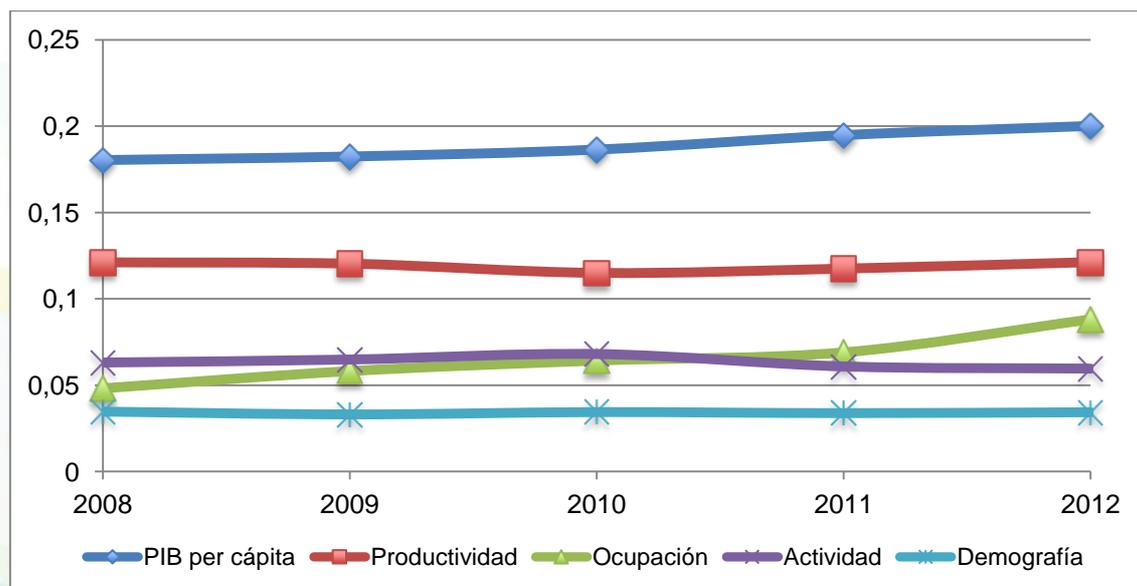
Fuente: Elaboración propia a partir de la Contabilidad Regional de España, INE

El gráfico anterior muestra por qué se afirma en este trabajo que la recesión ha iniciado un proceso divergente, que contrasta con la convergencia regional observada anteriormente en España, dentro del contexto general de depresión económica. Esto es, los mejor situados antes de la crisis han caído menos y los peor situados al inicio se han visto más afectados por ella. La razón por la que esto ocurre se encuentra principalmente en el hecho comentado en el

apartado anterior, la diferente especialización sectorial de las Comunidades Autónomas durante el período expansivo. Por ejemplo, las regiones que muestran un comportamiento más divergente -Andalucía, Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura y Murcia- se caracterizaban por un mayor peso del sector de la construcción en su estructura sectorial previa. Además, Andalucía, Castilla La Mancha y Extremadura presentan una mayor relevancia del sector público en sus economías, por lo que el proceso de ajuste de las Administraciones Públicas emprendido en los últimos años ha contribuido a la caída del PIB per cápita regional en el período considerado. En el otro extremo se encuentran aquellas Comunidades Autónomas como Cataluña, Madrid, Navarra y el País Vasco que, como se ha visto antes, presentan una menor dependencia del sector construcción y cierta especialización en la industria y servicios de mayor valor añadido. Por otra parte, el grado de apertura comercial al exterior de estas regiones les permite afrontar mejor los problemas derivados de la insuficiente demanda interna motivada por la recesión.

Asimismo, puede explicarse la divergencia o disparidad regional comentada mediante la dispersión de los factores en los que puede descomponerse el PIB per cápita –la productividad, la tasa de ocupación, la tasa de actividad y el factor demográfico o relación entre población en edad de trabajar y población total-.

Gráfico 3. Dispersión regional del PIB per cápita y sus determinantes



Fuente: Elaboración propia a partir de la Contabilidad Regional de España, INE

Como cabría esperar tras lo expuesto en las páginas anteriores, la productividad se muestra como el factor con menor convergencia regional dadas las diferencias observadas en capital humano y especialización sectorial. No obstante, durante el período considerado su dispersión ha oscilado en torno al 0,12 sin mostrar una tendencia clara de incremento o disminución. Por el contrario, es significativo el camino seguido por la dispersión de las tasas regionales de ocupación: una creciente divergencia que se refleja en la distribución de las tasas de desempleo por Comunidades Autónomas o la incidencia en las mismas del desempleo de larga duración. Es decir, aunque la crisis ha afectado duramente a la economía española en su conjunto, no todas las Comunidades Autónomas han sufrido un impacto de la misma magnitud ni tienen las mismas posibilidades de recuperación.

Finalmente, los valores correspondientes a la tasa de actividad y al factor demográfico no parecen ser tan importantes a la hora de explicar la divergencia regional del PIB per cápita,

hecho que parece indicar una capacidad diferente de generar empleo o una resiliencia diferente de los mercados de trabajo regionales.

1.2. Desigualdad en la renta disponible de los hogares

Los factores analizados hasta ahora provocan como resultado una dispersión en las rentas percibidas por los hogares, bien por las mayores retribuciones o por la mayor dependencia de las prestaciones públicas. La primera cuestión puede comprobarse tanto en los salarios anuales medios recogidos en la Encuesta Anual de Salarios como en la retribución media por asalariado presente en la Contabilidad Regional de España. Ambas variables muestran valores superiores en las regiones que están soportando mejor la crisis debido a su especialización en el sector industrial o servicios de alto valor añadido.

Por otra parte, las regiones más afectadas por la crisis presentan mayores tasas de desempleo y, en algunas ocasiones, menores tasas de actividad, por lo que es esperable que la renta disponible de los hogares de estas regiones sea más dependiente de las prestaciones públicas por desempleo y jubilación, predominantemente. Como, por otro lado, estas Comunidades Autónomas se han centrado en sectores con baja productividad y este tipo de transferencias dependen a su vez de la retribución percibida por el individuo al trabajar, es esperable que, aunque el volumen conjunto de las prestaciones pueda ser relevante, el valor promedio sea bastante más reducido.

Una herramienta para analizar las diferencias en la renta disponible para los hogares antes de estudiar en detalle la distribución personal de la renta por Comunidades Autónomas viene dada por la información sobre la Renta de los Hogares recogida en la Contabilidad Regional de España. Mediante las definiciones de renta de los hogares que aparecen en esta estadística, es posible dar una idea de la renta percibida por los hogares de cada Comunidad así como el efecto redistributivo del sector público con los impuestos directos y las transferencias sociales.

La renta primaria bruta es el primer indicador recogido en las estadísticas oficiales, compuesta por las rentas del trabajo (en general, remuneración de los asalariados) y las rentas de la propiedad (intereses, dividendos, alquileres...). Esto es, esta definición se refiere a los ingresos recibidos por los hogares debido a su participación en el proceso productivo. A partir de la renta primaria, se construyen las rentas secundarias: la renta bruta disponible y la renta bruta disponible ajustada.

La primera de ellas es la renta que tienen a su disposición los hogares para decidir su consumo y ahorro; se calcula sumando o restando a la renta primaria bruta los impuestos directos sobre la renta, las cotizaciones y las prestaciones sociales monetarias y otras transferencias corrientes netas. Si a este valor se le suman las transferencias sociales en especie procedentes de los bienes y servicios percibidos por los hogares desde las Administraciones Públicas, se obtiene la renta disponible ajustada de los hogares.

Los datos reafirman la acción redistributiva del sector público ya que la desigualdad interregional, entendida como la dispersión regional, se reduce a medida que se van incorporando distintos elementos de las políticas públicas, contrarrestando o mitigando el efecto de la crisis que ha hecho aumentar la divergencia en términos de renta primaria en un contexto de caída general. De hecho, la dispersión se reduce en más del 25 por ciento tanto al inicio como al final del período considerado al pasar de la renta primaria bruta a la renta disponible ajustada.

Asimismo, aunque el ranking de las Comunidades Autónomas según los diferentes valores de renta es muy similar al mostrado antes con el PIB per cápita, el papel redistributivo del sector público provoca que las posiciones relativas de las regiones se vayan acercando a medida que pasamos de la renta primaria bruta a la renta disponible ajustada, con lo que de nuevo se muestra la aparente disminución de la disparidad interregional. Sin embargo, esta conclusión

general oculta el hecho de que las dos Comunidades con régimen foral presentan un menor impacto al comparar ambos conceptos de renta que otras Comunidades “ricas” según la renta primaria bruta como Cataluña o Madrid. Incluso en el caso del País Vasco llega a observarse una mejora de la posición relativa al analizar la renta disponible ajustada tanto en 2008 como en 2011. Es posible aventurar que el régimen impositivo diferente permite a esta Comunidad disponer de más recursos que las de régimen común para dedicarlos a gasto social.

Tabla 2. Distribución regional de las rentas de los hogares (España=100)

| Comunidad Autónoma | Renta primaria bruta | | Renta disponible bruta | | Renta disponible ajustada bruta | | RP-RDAB | |
|-----------------------|----------------------|---------------|------------------------|---------------|---------------------------------|---------------|---------|--------|
| | 2008 | 2011 | 2008 | 2011 | 2008 | 2011 | 2008 | 2011 |
| Andalucía | 76,81 | 75,76 | 80,89 | 80,12 | 83,31 | 82,34 | 6,49 | 6,58 |
| Aragón | 112,40 | 111,21 | 111,91 | 111,81 | 110,85 | 110,67 | -1,55 | -0,54 |
| Asturias | 93,77 | 94,42 | 104,48 | 104,95 | 104,22 | 104,90 | 10,45 | 10,48 |
| Baleares | 106,53 | 103,46 | 103,95 | 100,37 | 102,54 | 99,18 | -3,98 | -4,28 |
| Canarias | 83,95 | 83,63 | 84,10 | 83,61 | 87,19 | 85,54 | 3,24 | 1,90 |
| Cantabria | 99,48 | 96,65 | 103,65 | 100,96 | 103,95 | 102,41 | 4,46 | 5,76 |
| Castilla y León | 96,02 | 97,95 | 101,46 | 102,36 | 101,79 | 103,16 | 5,78 | 5,20 |
| Castilla La Mancha | 82,30 | 81,88 | 83,83 | 83,85 | 87,73 | 88,58 | 5,43 | 6,70 |
| Cataluña | 116,16 | 117,39 | 112,76 | 114,38 | 110,85 | 111,60 | -5,31 | -5,80 |
| C. Valenciana | 90,59 | 87,20 | 91,08 | 88,94 | 91,06 | 90,08 | 0,47 | 2,88 |
| Extremadura | 70,66 | 71,14 | 76,84 | 76,76 | 81,95 | 82,56 | 11,29 | 11,41 |
| Galicia | 87,63 | 88,76 | 94,29 | 94,94 | 95,37 | 95,73 | 7,74 | 6,97 |
| Madrid | 129,38 | 132,06 | 118,25 | 119,99 | 114,26 | 115,54 | -15,12 | -16,52 |
| Murcia | 83,76 | 80,44 | 84,09 | 81,37 | 86,95 | 85,16 | 3,19 | 4,71 |
| Navarra | 127,79 | 129,39 | 126,55 | 127,85 | 123,76 | 124,89 | -4,03 | -4,50 |
| País Vasco | 129,42 | 130,81 | 133,05 | 133,79 | 131,39 | 133,18 | 1,97 | 2,37 |
| La Rioja | 108,87 | 109,56 | 107,84 | 108,75 | 107,14 | 108,25 | -1,72 | -1,31 |
| Ceuta | 92,16 | 90,73 | 96,55 | 92,03 | 99,45 | 96,57 | 7,29 | 5,84 |
| Melilla | 85,13 | 82,01 | 89,73 | 82,81 | 94,69 | 88,81 | 9,56 | 6,80 |
| Total Nacional | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | | |

Fuente: Contabilidad Regional de España, INE

2. Disparidad regional en la distribución personal de la renta en España 2008-2012

La importancia de la perspectiva territorial en el estudio de la desigualdad y la pobreza crece en intensidad cuando analizamos un periodo de recesión económica. Experiencias pasadas nos muestran cómo la desigualdad tarda mucho más en reducirse que en aumentar, por lo que los años perdidos en divergencias son costosos de recuperar en tiempo.

Aunque es frecuente, no todas las recesiones económicas implican aumentos de la desigualdad, el efecto final dependerá, entre otros factores, de los sectores productivos más afectados, de la situación de partida o de las medidas tomadas para salir de la crisis.

Analizando la evolución de las rentas de los más de doce mil hogares encuestados por la ECV, nos hacemos una primera idea del variado panorama regional durante la recesión económica. Debe tenerse en cuenta que los ingresos de la ECV hacen referencia al año anterior, por lo que al utilizar la ECV-08 y la ECV-12 (esta última publicada en noviembre de 2013) estamos comparando los ingresos de los hogares españoles de 2007 y de 2011.

Tabla 3. Distribución regional de la renta disponible por adulto equivalente

| Comunidad Autónoma | 2008 | 2012 | Variación 08-12 |
|--------------------------|---------------|---------------|-----------------|
| Andalucía | 12.078 | 12.072 | -0,05% |
| Aragón | 15.058 | 14.937 | -0,81% |
| Asturias | 14.796 | 15.532 | 4,98% |
| Baleares | 15.060 | 14.194 | -5,75% |
| Canarias | 12.059 | 11.161 | -7,45% |
| Cantabria | 14.848 | 14.844 | -0,02% |
| Castilla y León | 13.714 | 14.639 | 6,75% |
| Castilla La Mancha | 12.350 | 11.620 | -5,91% |
| Cataluña | 15.899 | 15.383 | -3,24% |
| C. Valenciana | 13.836 | 13.343 | -3,56% |
| Extremadura | 10.721 | 10.759 | 0,35% |
| Galicia | 13.033 | 13.837 | 6,17% |
| Madrid | 17.432 | 16.963 | -2,69% |
| Murcia | 12.537 | 11.157 | -11,00% |
| Navarra | 18.031 | 18.098 | 0,37% |
| País Vasco | 16.779 | 17.720 | 5,60% |
| La Rioja | 13.537 | 14.355 | 6,04% |
| Total Nacional | 14.328 | 14.154 | -1,22% |
| Desviación típica | 2.038 | 2.263 | |

Fuente: elaboración propia partiendo de microdatos ECV

En el conjunto nacional se observa una reducción del 1,22% de la renta disponible por adulto equivalente¹, sin embargo, el reparto de este descenso entre las distintas autonomías se mostró muy desigual. Contrastan frente a las grandes reducciones de Murcia (-11%), Canarias (-7,45%), Castilla-La Mancha (-5,91%) o Baleares (-5,75%); aumentos notables como los de Castilla y León (6,75%), Galicia (6,17%), País Vasco (5,6%) o Asturias (4,98%). Como podemos ver, los porcentajes positivos de crecimiento de las regiones más favorecidas son tan intensos como los descensos porcentuales de las más afectadas en esta variable.

Sin embargo, esta información es bastante incompleta como para obtener conclusiones. Por un lado, hay que observar también la gran disparidad (inicial y final) entre los niveles de rentas medias regionales. En 2008, la renta media regional más elevada, según la tabla 3, era la de Navarra con 18.098 euros por adulto equivalente y la más baja la extremeña con 10.759 euros. Una diferencia del 68,2% de la renta media navarra sobre la extremeña. Este porcentaje apenas varía en el dato de 2012, incluso se reduce alguna centésima. Sin embargo, aunque

¹ Aplicando la escala OCDE modificada.

pueda parecernos en un primer momento que no ha aumentado la polaridad, debemos tener en cuenta que otras regiones con renta media tradicionalmente baja han visto reducidas sus rentas en este periodo. Estaríamos hablando de los notables descensos de Canarias, Castilla-La Mancha o Murcia; mientras que otras regiones de alto nivel de renta han seguido creciendo, destacando País Vasco, Navarra, La Rioja y Asturias.

El valor de la desviación típica de las rentas medias de las 17 regiones nos muestra como la dispersión ha aumentado desde 2.038 € a 2.263 €. No obstante, las cifras de desigualdad que analizaremos posteriormente desvelarán más detalladamente la evolución de este problema.

Por otro lado, si analizásemos el PIB por habitante y su evolución 2008-2012 observaríamos que País Vasco, Madrid, Navarra y Cataluña han mejorado su posición respecto a la media nacional; mientras que lo contrario ocurrió con Extremadura, Andalucía, Castilla-La Mancha y Murcia.

La distribución intraterritorial de la renta en las regiones españolas y en el conjunto español ha experimentado un notable incremento en tan solo 4 años de dura recesión económica. El índice de Gini, tradicionalmente el más utilizado, mostró un crecimiento del 8,64% al comparar la distribución que existía en la ECV-2008 con la que existía en la ECV-2012. El problema es mucho más grave al apreciar que ese aumento de la desigualdad se ha distribuido de manera muy diferente entre las distintas comunidades autónomas españolas. Por un lado, hay regiones con crecimientos del índice superiores al 20%, como Aragón o Cantabria; frente a otras que han aumentado menos de un 2% como Extremadura o Castilla y León.

Observando las posiciones que cada región ocupa en un hipotético ranking de índices de Gini, comprobamos que el generalizado pero desigual aumento de la desigualdad ha provocado saltos importantes en la clasificación. Positivamente, destacan evoluciones de mejora en Extremadura (pasando de la segunda a la novena posición) o Murcia (pasando de la novena a la decimosexta posición). Y negativamente, sobresalen los casos de Aragón (sube de la decimotercera a la quinta posición), Asturias (ascendiendo de la decimosexta a la undécima posición) y Cantabria (subiendo desde la decimoquinta a la décima posición).

No obstante, otras posiciones se mantienen inalteradas, por ejemplo los dos casos extremos: Castilla-La Mancha con la mayor desigualdad y Navarra con la menor.

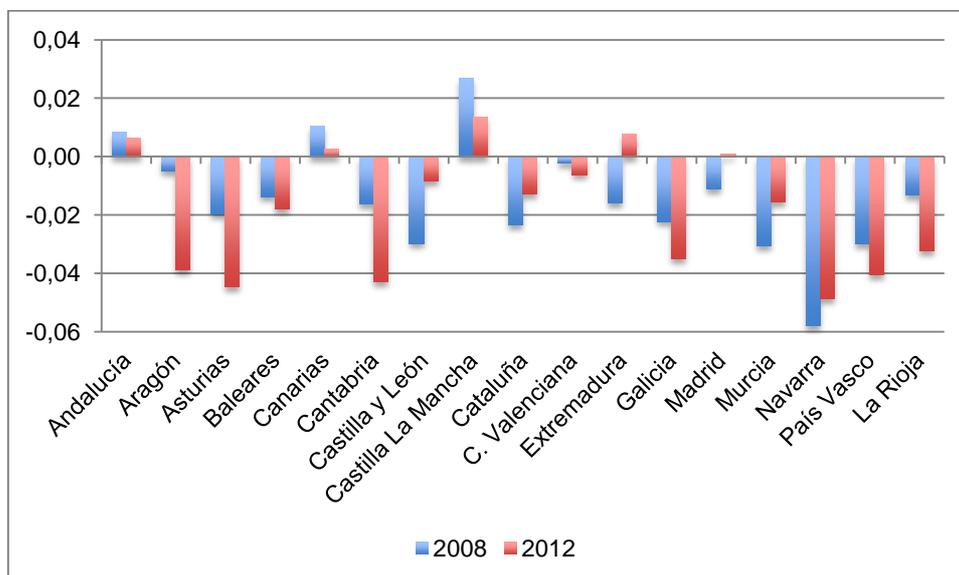
Tabla 4. Desigualdad (Gini) de la renta por CCAA 2008 y 2012

| Comunidad Autónoma | GINI-ECV12 | GINI-ECV08 | Var 12-08 | Ranking 2012 | Ranking 2008 |
|-----------------------|------------|------------|-----------|--------------|--------------|
| Andalucía | 0,3443 | 0,3157 | 9,05% | 3 | 3 |
| Aragón | 0,3311 | 0,2704 | 22,44% | 5 | 13 |
| Asturias | 0,3162 | 0,2646 | 19,49% | 11 | 16 |
| Baleares | 0,3223 | 0,2912 | 10,66% | 8 | 10 |
| Canarias | 0,3465 | 0,3119 | 11,07% | 2 | 4 |
| Cantabria | 0,3198 | 0,2662 | 20,12% | 10 | 15 |
| Castilla y León | 0,3062 | 0,3009 | 1,75% | 14 | 7 |
| Castilla La Mancha | 0,3630 | 0,3227 | 12,48% | 1 | 1 |
| Cataluña | 0,3124 | 0,2964 | 5,40% | 13 | 8 |
| C. Valenciana | 0,3338 | 0,3030 | 10,14% | 4 | 6 |
| Extremadura | 0,3200 | 0,3170 | 0,93% | 9 | 2 |
| Galicia | 0,3137 | 0,2743 | 14,39% | 12 | 12 |
| Madrid | 0,3248 | 0,3101 | 4,74% | 6 | 5 |
| Murcia | 0,3054 | 0,2936 | 4,03% | 16 | 9 |
| Navarra | 0,2781 | 0,2604 | 6,79% | 17 | 17 |
| País Vasco | 0,3062 | 0,2688 | 13,91% | 15 | 14 |
| La Rioja | 0,3227 | 0,2768 | 16,58% | 7 | 11 |
| Total Nacional | 0,3359 | 0,3092 | 8,64% | | |

Fuente: elaboración propia partiendo de microdatos ECV

Otra forma de analizar los diferentes efectos de este periodo sobre las desigualdades intraterritoriales de las regiones españolas es representar la evolución de las desviaciones de los índices de Gini de cada región respecto a la media española. En el siguiente gráfico, se confirma la heterogeneidad del mapa autonómico español. Navarra y País Vasco muestran en ambos momentos desviaciones negativas muy elevadas, mientras que Castilla-La Mancha muestra las mayores positivas.

Gráfico 4. Desviaciones regionales del índice de Gini sobre la media



Fuente: elaboración propia partiendo de las ECV-08 y ECV-12

Prestando atención al cambio entre periodos, sobresale el caso extremeño y el madrileño que cambian de signo su desviación. De nuevo destacan los empeoramientos de Aragón, Asturias y Cantabria; frente a las mejoras de Castilla y León y Murcia.

Aunque el índice de Gini es el utilizado con más frecuencia para cuantificar las desigualdades, existen otros índices que aportan diferentes e interesantes matices y permiten robustecer o debilitar los resultados obtenidos por Gini. Entre ellos destacan dos, la familia de índices de Theil (o de entropía generalizada) y la familia de índices de Atkinson. Los índices de Theil se basan en la pérdida de entropía derivada de que la distribución no sea perfectamente igualitaria, con la posibilidad de ir asignando diferente peso a los desplazamientos de renta. El parámetro "c" sería una medida de la sensibilidad de la desigualdad estimada a las diferencias entre los diferentes estratos de la distribución. Al tratarse de índices aditivamente descomponibles, son especialmente adecuados al descomponer la población estudiada en subgrupos, por ejemplo regionales. Permitiendo estudiar la desigualdad entre y dentro de los grupos.

$$Theil(c) = \frac{1}{c(c-1)} \left\{ \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^c \right] - 1 \right\}, \text{ si } c \neq 0, c \neq 1$$

$$Theil(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \log \frac{y_i}{\mu}, \text{ si } c = 1$$

$$Theil(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{y_i}{\mu}$$

Por su parte, la familia de índices de Atkinson permite la incorporación de juicios de aversión a la desigualdad, cuya implementación resulta útil en la construcción de las funciones de bienestar social de cada territorio, que veremos más adelante.

$$Atk(e) = 1 - \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-e} \right\}^{1/1-e}, \text{ si } e \geq 0, e \neq 1$$

$$Atk(0) = 1 - \exp \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^e, e = 1 \right\}$$

Para estudiar la robustez de los distintos índices e incluso su comportamiento al alterar el parámetro que lo defina, resulta más ilustrativo fijarse en las posiciones relativas de cada región que en el propio índice en sí. Observando los índices de Theil para un mismo año, 2008 o 2012, los saltos en el ranking no son excesivamente frecuentes ni muy intensos. Esto nos indica que dar mayor peso a las desigualdades en los grupos de mayor renta media no altera mucho, salvo excepciones, la posición de la región. Una de estas excepciones sería Extremadura, Murcia o Canarias en la ECV-08; o Cantabria, Madrid o País Vasco en la ECV-12. Puede comprobarse que con $c=1$ se da una coincidencia casi total con el índice de Gini, por lo que sería ese índice de Theil el que sería más útil para confirmar la robustez del de Gini y su descomponibilidad por grupos.

Tabla 5. Desigualdad (Theil) de la renta por CCAA 2008 y 2012

| Comunidad Autónoma | Ranking Desigualdad ECV-08 | | | Ranking Desigualdad ECV-12 | | |
|--------------------|----------------------------|-------------|-------------|----------------------------|-------------|-------------|
| | Theil $c=0$ | Theil $c=1$ | Theil $c=2$ | Theil $c=0$ | Theil $c=1$ | Theil $c=2$ |
| Andalucía | 4 | 3 | 3 | 4 | 3 | 2 |
| Aragón | 16 | 15 | 14 | 7 | 4 | 3 |
| Asturias | 15 | 16 | 16 | 14 | 12 | 11 |
| Baleares | 5 | 10 | 9 | 10 | 11 | 14 |
| Canarias | 1 | 4 | 6 | 2 | 2 | 4 |
| Cantabria | 12 | 13 | 13 | 12 | 6 | 5 |
| Castilla y León | 10 | 8 | 8 | 16 | 16 | 13 |
| Castilla-La Mancha | 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Cataluña | 8 | 7 | 7 | 11 | 13 | 15 |
| C. Valenciana | 11 | 6 | 4 | 3 | 5 | 6 |
| Extremadura | 6 | 2 | 2 | 6 | 9 | 9 |
| Galicia | 13 | 11 | 11 | 9 | 10 | 8 |
| Madrid | 9 | 5 | 5 | 13 | 8 | 7 |
| Murcia | 2 | 9 | 10 | 15 | 15 | 12 |
| Navarra | 17 | 17 | 15 | 17 | 17 | 17 |
| P. Vasco | 14 | 14 | 12 | 5 | 14 | 16 |
| La Rioja | 7 | 12 | 17 | 8 | 7 | 10 |

Fuente: elaboración propia partiendo de microdatos ECV

Comparamos de forma paralela las posiciones relativas de la desigualdad regional con el índice de Atkinson, utilizando los valores 0,5 y 1 para el parámetro épsilon de aversión a la desigualdad.

El hecho de aumentar la aversión a la desigualdad pasando de épsilon 0,5 a 1 provoca cambios de posición solo destacables en Baleares, C. Valenciana y La Rioja para la ECV-08; y

en Cantabria y País Vasco en la ECV-12. La evolución en el periodo, 2008-2012, es similar a la recogida en los índices anteriores aunque siempre con excepciones.

Tabla 6. Desigualdad (Atkinson) de la renta por CCAA 2008 y 2012

| Comunidad Autónoma | Ranking Desigualdad ECV-08 | | Ranking Desigualdad ECV-12 | |
|--------------------|----------------------------|---------|----------------------------|---------|
| | Atkin 0,5 | Atkin 1 | Atkin 0,5 | Atkin 1 |
| Andalucía | 3 | 4 | 3 | 4 |
| Aragón | 15 | 16 | 4 | 7 |
| Asturias | 16 | 15 | 14 | 14 |
| Baleares | 9 | 5 | 9 | 10 |
| Canarias | 2 | 1 | 2 | 2 |
| Cantabria | 13 | 12 | 8 | 12 |
| Castilla y León | 10 | 10 | 16 | 16 |
| Castilla-La Mancha | 1 | 3 | 1 | 1 |
| Cataluña | 8 | 8 | 13 | 11 |
| C. Valenciana | 7 | 11 | 5 | 3 |
| Extremadura | 4 | 6 | 7 | 6 |
| Galicia | 12 | 13 | 10 | 9 |
| Madrid | 6 | 9 | 11 | 13 |
| Murcia | 5 | 2 | 15 | 15 |
| Navarra | 17 | 17 | 17 | 17 |
| P.Vasco | 14 | 14 | 12 | 5 |
| La Rioja | 11 | 7 | 6 | 8 |

Fuente: elaboración propia partiendo de microdatos ECV

La descomposición de la desigualdad en el componente intrarregional e interregional aporta una información enriquecedora. Teóricamente, nos está indicando qué parte de la desigualdad de España está producida por las diferencias en rentas medias que existen entre las diferentes regiones (inter), y qué parte de esa desigualdad española está provocada por la desigualdad interna que tiene cada región (intra). Volviendo al índice de Gini por ser el más utilizado y, por tanto, más fácil de comparar con otros estudios, vimos anteriormente que su valor en España pasó de 0,3092 en la ECV-08 a 0,3359 en la ECV-12. Del valor del índice en la ECV-08, un 10,37% correspondía a la desigualdad intrarregional; un 25,86% a la desigualdad interregional; y el restante 63,77% sería el efecto conjunto o solapamiento (overlap). Para clarificar un poco estos conceptos conviene entender qué se hace para obtener la desigualdad interregional. La idea sería tan sencilla como eliminar la desigualdad interna de cada región, es decir, poner como renta equivalente de cada hogar la media de renta equivalente de su región. Esto es, estaríamos suponiendo que no existe ninguna desigualdad dentro de cada región, por tanto, lo que nos quedase (el anterior 25,86% del valor 0,3092 del índice) sería consecuencia exclusiva de las diferencias de rentas medias regionales.

Aunque la diferencia no ha sido muy grande con el paso de los cuatro años estudiados, los porcentajes han cambiado; con la ECV-12 el peso de la desigualdad interregional baja del 25,86% al 24,96%, sin embargo, en valores absolutos sube desde 0,080 a 0,084. Por otro lado, la desigualdad intrarregional también aumenta en valores absolutos desde 0,032 (10,37%) hasta 0,035 (10,31%). Porcentualmente, la parte que ha ganado peso al pasar de 2008 a 2012 ha sido el solapamiento, desde un 63,77% a un 64,73%. Como conclusión, deberíamos resumir que en la evolución 2008-2012 la desigualdad Interterritorial ha aumentado un 4,8% al pasar

aproximadamente de 0,080 a 0,084; y la desigualdad intraterritorial ha aumentado un 8% al pasar aproximadamente de 0,032 a 0,035.

Para completar el análisis de la aportación relativa de cada región a la desigualdad nacional hemos calculado el porcentaje que cada región aportó al índice global. Para obtenerlo debemos utilizar el índice que reúne las propiedades que pueden exigirse a los aditivamente descomponibles (Shorrocks, 1980), como es el de entropía generalizada con $c=0$.

Tabla 7. Aportación regional a la desigualdad nacional 2008 y 2012

| | ECV-08 | ECV-12 |
|---------------------------|--------|--------|
| Andalucía | 19,74% | 18,91% |
| Aragón | 2,24% | 2,94% |
| Asturias | 1,85% | 2,06% |
| Baleares | 2,52% | 2,26% |
| Canarias | 5,63% | 5,01% |
| Cantabria | 1,14% | 1,19% |
| Castilla y León | 5,32% | 4,17% |
| Castilla-La Mancha | 4,97% | 5,54% |
| Cataluña | 15,77% | 15,41% |
| C. Valenciana | 10,35% | 12,10% |
| Extremadura | 2,47% | 2,43% |
| Galicia | 5,13% | 6,09% |
| Madrid | 13,46% | 12,73% |
| Murcia | 3,93% | 2,56% |
| Navarra | 0,96% | 0,95% |
| P. Vasco | 3,80% | 4,92% |
| La Rioja | 0,71% | 0,72% |
| ESPAÑA | 100% | 100% |

Fuente: elaboración propia partiendo de microdatos ECV

Como es lógico para un periodo de tiempo tan corto los cambios en la estructura regional porcentual no son muy grandes. No obstante, son de destacar los aumentos de participación en la desigualdad española de la Comunidad Valenciana o del País Vasco; o las disminuciones de peso de Murcia, Castilla y León o Andalucía. Debe tenerse en cuenta la influencia del tamaño de la población y de las desigualdades intraterritoriales.

3. Diferencias regionales de bienestar social

Observadas las diferencias en la desigualdad de la distribución de la renta dentro de cada Comunidad Autónoma, sus cambios en el periodo de crisis 2008-2012 y la contribución de cada territorio a la desigualdad total, una última cuestión para cerrar el cuadro de la distribución intraterritorial de la renta es tratar de identificar, a partir de las desigualdades observadas, las posibles diferencias en el bienestar social. Un procedimiento habitual para realizar comparaciones de bienestar social a partir de la distribución personal de la renta es tratar de integrar diferentes argumentos representativos de la renta media y su distribución en una misma función. Estas funciones abreviadas de bienestar social, siguiendo la terminología de

Cowell (1999), permiten evaluar los logros en bienestar cualificando las ganancias medias de renta con criterios de equidad. Dada una distribución de ingresos "y", el bienestar social puede resumirse como:

$$W(y) = \omega[\mu(y), I(y)]$$

donde $\mu(y)$ representa la renta media e $I(y)$ es un indicador de la desigualdad de la distribución. El bienestar aumentaría, por tanto, *ceteris paribus*, si lo hace la renta media o se reduce la desigualdad:

$$\frac{dW(y)}{d\mu(y)} > 0 \quad \frac{dW(y)}{dI(y)} < 0$$

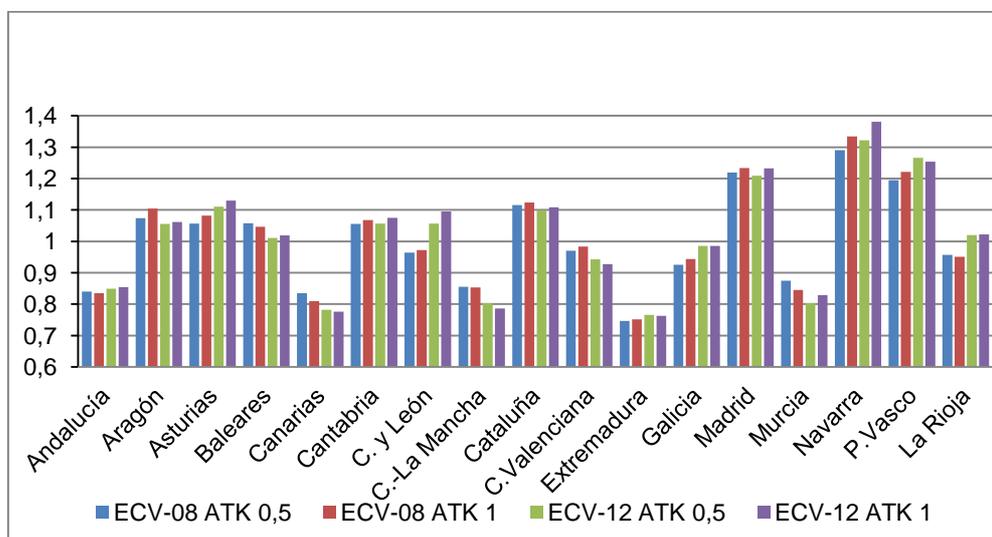
La principal ventaja de estas funciones abreviadas de bienestar social es ofrecer un criterio sencillo para comparar el bienestar implícito en una distribución según dos parámetros fácilmente estimables. La literatura especializada propone distintas alternativas para especificar la posible forma de estas funciones de bienestar social. Una habitualmente utilizada expresa el bienestar social como un trade-off multiplicativo entre ambos componentes:

$$W(y) = \mu(y)(1 - I(y))$$

Tal especificación exige contar con indicadores de desigualdad adecuados. Dutta y Esteban (1992) proponen una serie de condiciones que debería reunir el indicador de desigualdad utilizado como argumento de la función. En la práctica, varios de los indicadores de desigualdad habitualmente estimados no reúnen las propiedades exigibles. Un indicador, sin embargo, que cumple estos requisitos es el propuesto por Atkinson (1970). La familia de índices de Atkinson permite incorporar criterios de bienestar social en la medición de la desigualdad mediante la imposición de restricciones en la forma de la utilidad de la renta. La consideración del índice de Atkinson permite definir una función de bienestar social como el producto de la renta media y un indicador de desigualdad cuyos valores dependen del grado de aversión a la desigualdad. La inclusión de ϵ permite incorporar juicios de valor muy distintos respecto a la ponderación que se concede al componente de equidad en la representación del bienestar social. Cuanto menor es el valor de ϵ que se adopta menos peso tiene la desigualdad en la valoración del bienestar social. En el caso extremo de $\epsilon = 0$, la desigualdad no tiene peso alguno como componente del bienestar. Valores de ϵ superiores a cero significan ponderaciones positivas de la igualdad, alcanzando su máxima ponderación cuando ϵ tiende a infinito. En un primer momento, hemos considerado el índice de Atkinson para las regiones españolas utilizando un $\epsilon = 0,5$ y un $\epsilon = 1$ para comprobar si el aumento de sensibilidad tiene un efecto notable.

Independientemente de que elijamos la ECV-08 o la ECV-12 y del ϵ seleccionado, el primer y último puesto están ocupados por la misma comunidad autónoma. La región que disfruta de mayor bienestar y ya lo hacía en 2007 es Navarra, y la de menor bienestar es y era Extremadura. Detrás de Navarra se sitúan a cierta distancia País Vasco y Madrid. En los tres casos, el ostentar las mayores medias de renta es lo que les ha impulsado a esas cifras de bienestar. El mismo razonamiento con signo contrario podría hacerse para el caso de Extremadura.

Gráfico 5. Índice de bienestar social abreviado



Fuente: elaboración propia partiendo de las ECV-08 y ECV-12

Sin embargo, esta relación renta media–nivel de bienestar no es constante para todas las regiones. Por ejemplo, en la ECV-12 Aragón y Canarias no ocupan la misma posición en el ranking de bienestar que en el de renta media; y en Cantabria, las dos Castillas y Murcia se altera la relación al aumentar la sensibilidad a la desigualdad. Si nos fijamos en la ECV-08 ocurre algo similar, alterándose la posición según renta o según bienestar en Baleares y Asturias, y alterándose según el parámetro ϵ en Castilla-La Mancha y Murcia.

Si observamos la posible evolución en los ordenamientos por bienestar social al pasar los cuatro años de crisis analizados, mejoran notablemente en 2012 Asturias y Castilla y León (que suben tres o cuatro posiciones según el valor de ϵ); Andalucía y La Rioja (que suben dos posiciones); más ligeramente suben en este ranking Galicia, Cantabria y País Vasco. La cara negativa en la evolución 2008-2012 la presentan Aragón y Baleares (que caen tres posiciones, de media, en el ranking de bienestar). Más ligeramente descienden una o dos posiciones, Castilla-La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Madrid y Murcia.

El hecho de que exista un paralelismo importante en la relación renta-bienestar, aunque ya hemos visto que no absoluto, anima a incrementar el valor del parámetro de sensibilidad a la desigualdad (ϵ) para estudiar el efecto sobre el índice de bienestar social tratado.

Como puede observarse en la tabla 8, al ir dándole más peso a la influencia negativa de la desigualdad sobre el bienestar social, se producen alteraciones importantes en el ordenamiento regional. Especialmente drástico es el cambio cuando se pasa a un valor de ϵ igual a dos. El peso que se le da a la desigualdad es tan grande que algunas regiones como Asturias saltan 8 puestos hacia abajo en 2008, Cantabria cae 7 puestos en 2008, Castilla y León baja otros 8 puestos en 2012 y Cataluña 7 ese mismo año. A pesar de la intensidad de los cambios en algunas regiones, el primer puesto sigue mostrándose inalterable para los navarros, su mayor renta media del país junto con unos niveles de desigualdad entre los tres o cuatro más bajos de España (el más bajo con alguno de los métodos utilizados), le otorgan indiscutiblemente esa posición.

Tabla 8. Ranking regional de bienestar y renta 2008 y 2012

| Comunidad Autónoma | 2008 | | 2012 | | | |
|--------------------|-------------------|-------|---------------|-------------------|-------|---------------|
| | Ranking bienestar | | Ranking renta | Ranking bienestar | | Ranking renta |
| | eps=1,5 | eps=2 | | eps=1,5 | eps=2 | |
| Andalucía | 13 | 7 | 15 | 13 | 8 | 13 |
| Aragón | 5 | 8 | 6 | 4 | 4 | 6 |
| Asturias | 6 | 14 | 8 | 3 | 3 | 4 |
| Baleares | 11 | 12 | 5 | 9 | 7 | 10 |
| Canarias | 16 | 13 | 16 | 14 | 10 | 15 |
| Cantabria | 8 | 15 | 7 | 5 | 6 | 7 |
| Castilla y León | 9 | 11 | 10 | 8 | 16 | 8 |
| Castilla-La Mancha | 12 | 6 | 14 | 15 | 12 | 14 |
| Cataluña | 4 | 5 | 4 | 6 | 13 | 5 |
| C. Valenciana | 7 | 4 | 9 | 17 | 17 | 12 |
| Extremadura | 14 | 10 | 17 | 16 | 14 | 17 |
| Galicia | 10 | 9 | 12 | 11 | 11 | 11 |
| Madrid | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 3 |
| Murcia | 17 | 16 | 13 | 12 | 5 | 16 |
| Navarra | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| P.Vasco | 3 | 3 | 3 | 7 | 15 | 2 |
| La Rioja | 15 | 17 | 11 | 10 | 9 | 9 |

Fuente: elaboración propia partiendo de microdatos ECV

La posición de Extremadura, que con épsilon 0,5 y 1 se mostraba inalterablemente en la última posición de bienestar, mejora levemente al ir aumentando el peso asignado a la desigualdad. Debido a que su nivel de desigualdad no es de los mayores del país, se compensa parcialmente su menor nivel de renta nacional y asciende varios puestos (incluso 7 puestos con épsilon igual a 2).

Aunque la decisión sobre qué valor de épsilon adoptar entra dentro de la economía normativa y no deja de ser arbitraria, los bruscos cambios apreciados con el valor igual a 2 recomiendan por precaución tomar algún valor situado entre el 0,5 y el 1,5.

4. Diferencias interregionales de pobreza

Mientras tanto, ¿qué ha ocurrido con la pobreza? Para estudiarlo, se utilizan las opciones metodológicas usadas en los indicadores oficiales y que, en parte, se han aplicado en el apartado anterior. En primer lugar, el concepto de renta utilizado es el ingreso neto total monetario del hogar (no incluye, por tanto, los salarios en especie, los alquileres imputados o el beneficio en especie de los servicios públicos) del año anterior al de la entrevista, como unidad de análisis hemos utilizado las personas, como escala de equivalencia (para tener en cuenta el tamaño y composición de los hogares junto a las economías de escala que se producen en el gasto familiar) la escala OCDE modificada y como umbral el 60% de la mediana nacional.

Dadas estas opciones, el indicador utilizado pertenece a la familia de indicadores FGT (Foster, Greer y Thorbecke):

$$P(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{y_i - z}{z} \right)^\alpha$$

Se habla de familia de indicadores y no de indicador porque el valor que toma el parámetro alfa determina la sensibilidad del índice a la desigualdad entre los pobres. En concreto, para $\alpha=0$ el índice $FGT_0=H$ (medida general de la extensión de la pobreza), con $\alpha=1$ tenemos que $FGT_1=H \cdot I$ (medida comúnmente utilizada para cuantificar la intensidad de la pobreza), y cuando el parámetro es superior a 1, concede una importancia positiva, y creciente con α , a las desigualdades de renta entre los pobres.

Tabla 9. Distribución regional de tasas de riesgo de pobreza

| Comunidad Autónoma | Tasa de pobreza LN | |
|-----------------------|--------------------|---------------|
| | 2008 | 2012 |
| Andalucía | 0,2865 | 0,3076 |
| Aragón | 0,1513 | 0,1919 |
| Asturias | 0,1331 | 0,1462 |
| Baleares | 0,1410 | 0,2228 |
| Canarias | 0,2730 | 0,3222 |
| Cantabria | 0,1089 | 0,1419 |
| Castilla y León | 0,2317 | 0,1603 |
| Castilla La Mancha | 0,2918 | 0,3180 |
| Cataluña | 0,1300 | 0,1559 |
| C. Valenciana | 0,2208 | 0,2318 |
| Extremadura | 0,3797 | 0,3209 |
| Galicia | 0,2106 | 0,1696 |
| Madrid | 0,1510 | 0,1405 |
| Murcia | 0,2520 | 0,2871 |
| Navarra | 0,0597 | 0,0818 |
| País Vasco | 0,0975 | 0,1192 |
| La Rioja | 0,2109 | 0,1822 |
| Total Nacional | 0,2030 | 0,2126 |

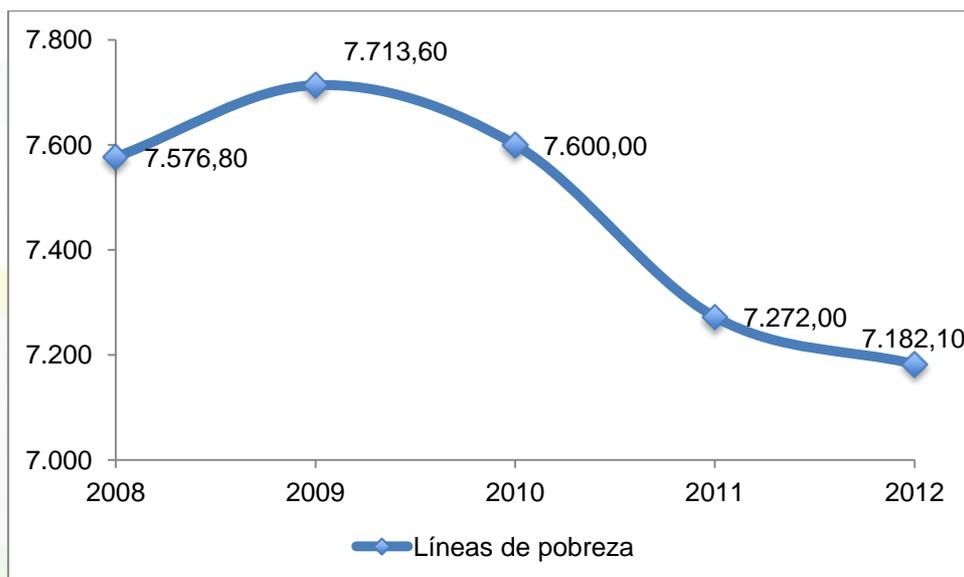
Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la ECV

La tabla 9 muestra los valores de la tasa de riesgo de pobreza en los dos extremos del período analizado donde es posible comprobar que, aparentemente, el cambio no ha sido muy brusco. El incremento de la tasa nacional supera ligeramente un punto porcentual y la tasa media anual de crecimiento ha sido el 1,16 por 100 e incluso, en algunas regiones se observa una reducción de la pobreza al pasar de 2008 a 2012. Si estos hechos se combinan con la evolución de los indicadores macroeconómicos, especialmente el PIB per cápita, descrita en el apartado inicial, un lector no muy avezado podría sorprenderse al verlos. Recogiendo la pregunta, que en el período expansivo, se formuló por algunos autores –“¿por qué no ascienden todos los botes al subir la marea?”- podríamos cuestionar ahora por qué no descienden si ha bajado la marea. Esto es, intentar buscar la razón por la que la tasa de pobreza aumenta ligeramente cuando el impacto de la crisis ha sido contundente.

La respuesta está en la propia definición y metodología de la tasa de pobreza. Es un concepto relativo, por lo que el umbral depende tanto de la desigualdad, distribución de la renta, como de la evolución general de la economía. Recordemos que el umbral en cada año es el 60% de la mediana de la renta ajustada, por lo que si la economía está en crisis, este valor caerá. En consecuencia, puede ocurrir que personas que en años anteriores eran identificados como “riesgo de pobreza” dejen de estarlo, no por mejorar su bienestar o condiciones de vida, sino porque la línea de pobreza se ha movido. Esta cuestión se puede comprobar en el gráfico siguiente donde se muestra la evolución de la línea oficial de pobreza desde 2008 a 2012: tras el breve incremento de 2009, cae espectacularmente año tras año. Se produce una disminución del 5 por 100 respecto del año inicial y de casi el 7 por ciento si la comparación se hace con el máximo valor.

Un ejemplo quizá más ilustrativo, aunque no estrictamente relacionado con las disparidades regionales, lo constituye la tasa de riesgo de pobreza de los mayores, tanto si se mide la tasa de pobreza de los jubilados como si se mide la de las personas de 65 años o más. En ambos casos, aunque sus condiciones de vida no han mejorado en términos absolutos, el empeoramiento del nivel de vida medio de la sociedad ha provocado que, en términos relativos estén mejor en 2012 de lo que estaban en 2008.

Gráfico 6. Evolución temporal de los umbrales de pobreza



Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida, INE

Podemos hablar, entonces, de una convergencia hacia abajo ya que no se ha producido una mejora de los peor situados al principio, sino un empeoramiento de los que mejor estaban inicialmente.

El efecto de esta caída se comprende mejor si, en lugar de analizar los ingresos en términos nominales y con una línea de pobreza referida a cada año, se fija la línea de pobreza en el valor de 2008 y se trabaja con rentas reales.

Tabla 10. Distribución regional de la tasa de riesgo de pobreza en términos reales

| Comunidad Autónoma | Tasa de pobreza renta real | |
|-----------------------|----------------------------|---------------|
| | 2008 | 2012 |
| Andalucía | 0,2865 | 0,4111 |
| Aragón | 0,1513 | 0,2233 |
| Asturias | 0,1331 | 0,2472 |
| Baleares | 0,1410 | 0,2635 |
| Canarias | 0,2730 | 0,3794 |
| Cantabria | 0,1089 | 0,1928 |
| Castilla y León | 0,2317 | 0,2472 |
| Castilla La Mancha | 0,2918 | 0,3742 |
| Cataluña | 0,1300 | 0,2234 |
| C. Valenciana | 0,2208 | 0,3091 |
| Extremadura | 0,3797 | 0,4404 |
| Galicia | 0,2106 | 0,3121 |
| Madrid | 0,1510 | 0,1943 |
| Murcia | 0,2520 | 0,3122 |
| Navarra | 0,0597 | 0,0795 |
| País Vasco | 0,0975 | 0,1593 |
| La Rioja | 0,2109 | 0,2252 |
| Total Nacional | 0,2030 | 0,2904 |

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la ECV

A diferencia de la tasa de pobreza oficial, la tabla 10 muestra el fuerte impacto de la crisis al incrementarse el riesgo de pobreza en todas las Comunidades Autónomas y en el conjunto nacional la tasa de variación anual media llega al 9 por ciento frente al 1 anterior. Aún más, regiones como Extremadura, que en términos nominales ve reducir la tasa de pobreza 5 puntos porcentuales, pasa a sufrir un aumento de 7 puntos porcentuales si se utiliza el criterio de la renta real.

Sin embargo, a pesar de las diferencias comentadas, ambas opciones metodológicas comparten un mismo resultado: se mantienen los grupos de regiones que desde hace décadas ocupan los extremos de la clasificación de las tasas de pobreza. Por lo tanto, cabe preguntarse sobre las diferencias interregionales de pobreza. ¿En qué medida la tasa de pobreza de una región depende de las disparidades de renta existentes entre las Comunidades Autónomas?

Tabla 11. Distribución regional de la tasa de riesgo de pobreza con umbrales regionales

| Comunidad Autónoma | Tasa de pobreza LR | |
|-----------------------|--------------------|---------------|
| | 2008 | 2012 |
| Andalucía | 0,1909 | 0,1813 |
| Aragón | 0,1957 | 0,2230 |
| Asturias | 0,1458 | 0,2034 |
| Baleares | 0,1546 | 0,2431 |
| Canarias | 0,1829 | 0,1562 |
| Cantabria | 0,1330 | 0,1537 |
| Castilla y León | 0,1983 | 0,1652 |
| Castilla La Mancha | 0,1801 | 0,1980 |
| Cataluña | 0,1672 | 0,1912 |
| C. Valenciana | 0,1781 | 0,2061 |
| Extremadura | 0,1643 | 0,1691 |
| Galicia | 0,1970 | 0,1634 |
| Madrid | 0,2061 | 0,2137 |
| Murcia | 0,2218 | 0,2287 |
| Navarra | 0,1231 | 0,1232 |
| País Vasco | 0,1544 | 0,2083 |
| La Rioja | 0,2186 | 0,2095 |
| Total Nacional | 0,2030 | 0,2126 |

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la ECV

Un indicio de la relevancia de la distancia de las rentas de una Comunidad Autónoma al promedio nacional y, por tanto, a la línea de pobreza es la distribución de las tasas de riesgo de pobreza con umbral regional. Esto es, en este caso, se usa como marco de referencia la sociedad local, por lo que la línea de pobreza es el 60 por ciento de la mediana de la renta regional. La aplicación de esta opción reduce drásticamente las diferencias entre los territorios: se reduce a la mitad la dispersión de las tasas, puesto que el coeficiente de variación pasa de 0,37-0,41 a 0,15-0,16. Sin embargo, aunque algunas de las regiones como Extremadura o Canarias con una mayor incidencia bajo umbral nacional experimentan una reducción considerable, no están inversamente relacionadas la ordenación regional y el marco de referencia. Las reordenaciones observadas dependen tanto del promedio nacional como de la desigualdad intrarregional, por lo que si una región está lejos de la media, pero con una desigualdad interna elevada, no vería reducir su tasa de pobreza al usar la línea de pobreza regional.

Aunque la definición oficial de pobreza de la Unión Europea establece que la referencia es el Estado miembro donde reside la persona u hogar, por lo que la línea de pobreza debe ser nacional, desde algunas posiciones políticas y académicas se sugiere la mayor adecuación del umbral regional, ya que su uso permite considerar las peculiaridades regionales en consumo, coste de la vida o posibilidades para participar en la sociedad (Jesuit et al., 2003). De esta manera, se está suponiendo que el umbral regional refleja mucho mejor el nivel de vida del territorio. Por esta razón, la propuesta del uso de umbrales regionales desde una Comunidad Autónoma rica busca dar mayor relevancia a la extensión del fenómeno en dicha región y minimizar la situación en las regiones con mayor incidencia de la pobreza. No obstante, se

debe tener en cuenta que las líneas de pobreza regionales muestran una gran dispersión, puesto que la mayor de ellas es casi el doble de las menores.

Este debate es similar al mantenido en la Unión Europea (Atkinson et al, 2005 o Förster, 2005) entre la definición oficial basada en las líneas nacionales de pobreza y un umbral común para toda la Unión. De hecho, en un informe realizado por Atkinson, Cantillon, Marlier y Nolan (2005) se sugería complementar los umbrales regionales con un indicador general fijado en el 60 por ciento de la renta mediana ajustada con PPA de la Unión. Según dichos autores, esta propuesta se apoyaba en el punto de vista de que los ciudadanos de la UE disfrutaban de derechos por su condición de ciudadanos por lo que debería aplicarse este indicador común. Esta misma justificación puede aplicarse en nuestro caso: cualquier ciudadano español, por el mero hecho de serlo, tiene ciertos derechos en todo el territorio nacional que justifican el empleo de la línea de pobreza nacional.

No obstante, con el propósito de analizar la influencia de las disparidades interterritoriales en las diferencias observadas en la distribución de tasas de pobreza y no proponer una metodología alternativa, se aplican en este trabajo la transformación de la familia de índices FGT propuesta por Chiappero-Martinetti y Civardi (2006) para descomponer los índices de pobreza en un componente entre grupos y otro interno.

Estas autoras suponen que una población de tamaño n puede ser dividida en k grupos homogéneos y mutuamente excluyentes (en nuestro caso, las Comunidades Autónomas) de dimensión n_i ($i=1,2,\dots, k$). Entonces, para medir la pobreza agregada definen un nuevo indicador de pobreza PIE_α como

$$PIE_\alpha = P_{I\alpha} + P_{E\alpha}$$

donde $P_{I\alpha}$ es el componente de pobreza con carácter interno y $P_{E\alpha}$ el componente motivado por las diferencias entre regiones. Al ser una ampliación de las medidas FGT, se medirá la incidencia, intensidad y severidad de la pobreza dentro y entre cada subgrupo dependiendo del valor del parámetro α .

Para cada grupo k , la población en situación de pobreza estaría compuesta por aquellas personas cuya renta y_j es menor al umbral de pobreza regional z_i , de manera que

$$P_{I\alpha} = \sum_{j=1}^{n_i} \left(\frac{y_{ij} - z_i}{z_i} \right)^\alpha$$

El componente interregional surge al comparar la situación de cada individuo con el umbral nacional²—definido como z^* —, ya que se supone que su posición relativa puede cambiar si se cambia el marco de referencia. Si no hubiese diferencia entre grupos, no tendría sentido establecer líneas de pobreza diferentes. En nuestro caso, si no hubiese disparidades regionales de renta, sería equivalente usar umbrales regionales y un umbral nacional, ya que todos serían iguales.

Entonces, se pueden reformular los indicadores FGT habitualmente utilizados como, para $\alpha = 0$:

$$H_{IE} = \sum_{i=1}^k H_i(z_i) \frac{n_i}{n} + \sum_{i=1}^k [H_i(z^*) - H_i(z_i)] \frac{n_i}{n} = H_I + H_E$$

² En su trabajo, las autoras afirman que, además del umbral nacional, la línea para determinar la componente interterritorial puede ser la línea de pobreza del grupo mejor situado o el indicador oficial de renta usado en las prestaciones sociales o el sistema impositivo, como el IPREM.

En el primer sumando se calcula el componente intrarregional como la media ponderada de las tasas de pobreza con umbrales regionales ponderando cada tasa regional por el peso de esa región en la población nacional. El segundo término es la diferencia media entre las tasas de pobreza con umbral nacional y regional ponderadas por el peso antes comentado.

Con $\alpha = 1$, se puede descomponer la intensidad de la siguiente manera:

$$PG_{IE} = \sum_{i=1}^k PG_i(z_i) \frac{n_i}{n} + \sum_{i=1}^k [PG_i(z^*) - PG_i(z_i)] \frac{n_i}{n} = PG_I + PG_E$$

donde los sumandos se interpretan y calculan como en la descomposición anterior.

Tabla 12. Descomposición de las tasas de pobreza en componentes intra e interregionales

| Comunidad Autónoma | 2008 | | 2012 | |
|-----------------------|-------|--------|--------|---------|
| | intra | inter | intra | inter |
| Andalucía | 0,191 | 0,096 | 0,1813 | 0,1263 |
| Aragón | 0,196 | -0,044 | 0,2230 | -0,0311 |
| Asturias | 0,146 | -0,013 | 0,2034 | -0,0572 |
| Baleares | 0,155 | -0,014 | 0,2431 | -0,0203 |
| Canarias | 0,183 | 0,090 | 0,1562 | 0,1660 |
| Cantabria | 0,133 | -0,024 | 0,1537 | -0,0118 |
| Castilla y León | 0,198 | 0,033 | 0,1652 | -0,0049 |
| Castilla La Mancha | 0,180 | 0,112 | 0,1980 | 0,1200 |
| Cataluña | 0,167 | -0,037 | 0,1912 | -0,0353 |
| C. Valenciana | 0,178 | 0,043 | 0,2061 | 0,0257 |
| Extremadura | 0,164 | 0,215 | 0,1691 | 0,1518 |
| Galicia | 0,197 | 0,014 | 0,1634 | 0,0062 |
| Madrid | 0,206 | -0,055 | 0,2137 | -0,0732 |
| Murcia | 0,222 | 0,030 | 0,2287 | 0,0584 |
| Navarra | 0,123 | -0,063 | 0,1232 | -0,0414 |
| País Vasco | 0,154 | -0,057 | 0,2083 | -0,0891 |
| La Rioja | 0,219 | -0,008 | 0,2095 | -0,0273 |
| Total Nacional | 0,183 | 0,020 | 0,193 | 0,023 |

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la ECV

Según estos datos, el 90,2% de la tasa de pobreza observada en España en 2008 se debía a la desigualdad regional y, por tanto, las diferencias entre regiones suponían un 9,8 por ciento de la pobreza observada. Es decir, el problema no viene dado por las disparidades interregionales y no parece justificarse la utilización de umbrales regionales porque contengan información muy diferente de la proporcionada por el umbral oficial. Además, estos resultados permiten comprender por qué no se encontraba una relación perfecta entre tipo de umbral y reordenaciones. Salvo Extremadura, Castilla La Mancha, Andalucía, Canarias y Navarra, el componente interregional no llega al 30% en el resto de Comunidades Autónomas.

No obstante, se observa el fuerte impacto de la recesión sobre las condiciones de vida en la mayoría de las regiones, puesto que en la mayoría de las regiones aumenta la relevancia del

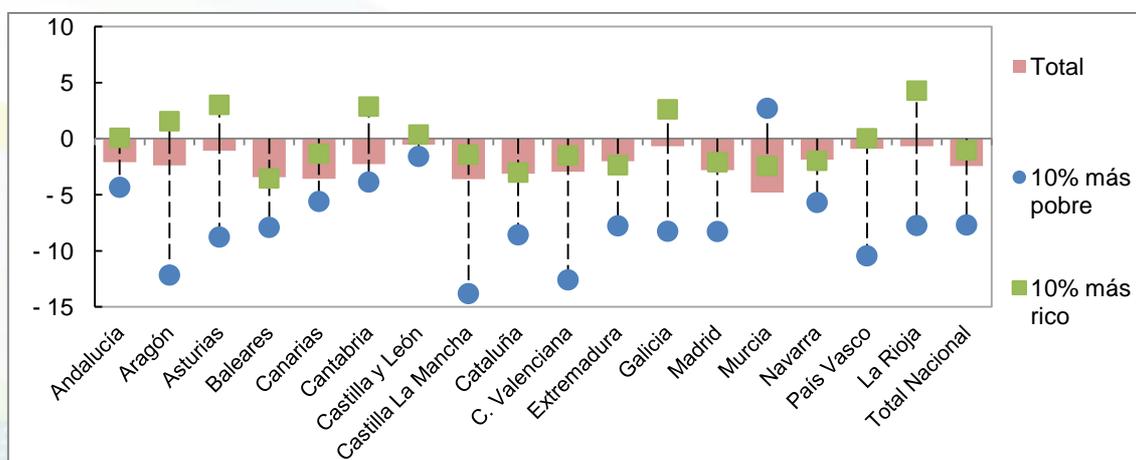
componente interregional en 2012 en el mismo sentido antes comentado: aumento de la divergencia, resultado difuminado en la distribución estática de las tasas de pobreza con umbral nacional.

5. Distribución intrarregional de la renta personal en España

Los resultados anteriores de desigualdad y pobreza muestran de manera resumida la desigualdad existente en cada Comunidad Autónoma y España en su conjunto, pero no qué ha ocurrido con las colas de la distribución. Este punto es importante para dilucidar cómo se ha repartido el efecto de la crisis, quién ha sido más perjudicado e, incluso, si alguien ha terminado en mejor situación que al inicio.

En consecuencia, veamos qué ocurre si se centra el análisis en el 10% más pobre y más rico de la población en 2008 y 2012. Puede comprobarse que en la mayoría de las regiones la recesión ha afectado duramente a las familias de menor renta y, aunque la renta real media ha disminuido en prácticamente todas las Comunidades Autónomas, el 10 por ciento más rico de la población está soportando mejor la crisis e incluso ha llegado a aumentar su renta media en algunos territorios. Llamam la atención Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana o Murcia con fuertes reducciones de renta del grupo de población más pobre las dos primeras y con un fuerte proceso de concentración en torno a la media en el tercer caso.

Gráfico 7. Cambios en la renta media entre 2008 y 2012 por grupos de renta



Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos de la ECV

En consecuencia, el desigual reparto en la población del impacto de la recesión, el crecimiento de la componente interregional de las tasas de pobreza, el profundo cambio en los datos macroeconómicos y la relevancia del factor intrarregional obliga a delimitar qué parte de los cambios observados en la tasa de riesgo de pobreza son provocados por la evolución de la renta media y cuál depende de la desigualdad.

Siguiendo a Pérez-Mayo (2013), esta descomposición puede realizarse mediante el procedimiento propuesto por Datt y Ravallion (1992) e implementado en el módulo dfgtgr del programa DASP v. 2.3 para Stata.

Datt y Ravallion (1992) postulan que el cambio en un índice de pobreza al pasar de un período t1 a otro t2 puede descomponerse en un componente relativo al crecimiento y otro correspondiente a la redistribución según la siguiente expresión:

$$P_2 - P_1 = [P(\mu^{t_2}, \pi^{t_1}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})] + [P(\mu^{t_1}, \pi^{t_2}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})] + R$$

donde $P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})$ es el índice FGT del primer período, $P(\mu^{t_2}, \pi^{t_2})$ el índice FGT del segundo período, $P(\mu^{t_2}, \pi^{t_1})$ el índice FGT del primer período cuando todas las rentas de este período se multiplican por μ^{t_2}/μ^{t_1} , $P(\mu^{t_1}, \pi^{t_2})$ el índice FGT del segundo período cuando todas las rentas de este período se multiplican por μ^{t_1}/μ^{t_2} y, finalmente, μ y π representan respectivamente la renta media y una medida de desigualdad.

En la expresión anterior, el primer sumando recoge la parte correspondiente al crecimiento y el segundo la relativa a la redistribución y R es una componente residual donde va aquella parte del cambio no explicable por ninguna de las anteriores.

Para eliminar esta componente residual, puede aplicarse el valor de Shapley, de manera que la variación en el tiempo puede descomponerse como la suma de los componentes “crecimiento” y “redistribución”:

$$P_2 - P_1 = C_1 + C_2$$

$$C_1 = \frac{1}{2} ([P(\mu^{t_2}, \pi^{t_1}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})] + [P(\mu^{t_2}, \pi^{t_2}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_2})])$$

$$C_2 = \frac{1}{2} ([P(\mu^{t_1}, \pi^{t_2}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})] + [P(\mu^{t_2}, \pi^{t_2}) - P(\mu^{t_2}, \pi^{t_1})])$$

Por último, la aplicación de este procedimiento en cualquiera de sus formas requiere el empleo de una única línea de pobreza en ambos períodos. En este caso, puesto que se usa 2008 como período de referencia, se toma la línea de pobreza nacional de este año como criterio. Se deflactan³⁴ las rentas de los microdatos de 2012 para trabajar en términos reales y evitar la distorsión que la inflación puede introducir en el análisis. Así, se pasan las rentas de la Encuesta de 2012 –rentas de 2011- a rentas reales de 2007 y se comparan las situaciones de 2012 y 2008 con la misma línea de pobreza.

Tabla 13. Descomposición del cambio de pobreza monetaria 2012-2008

| Estimaciones | |
|---|---------|
| 2008 | 0,2030* |
| 2011 | 0,2904* |
| Diferencia: (d2-d1) | 0,0874* |
| Método Datt-Ravaillon: período de referencia 2008 | |
| Crecimiento | 0,0517* |
| Desigualdad | 0,0457* |
| Residuo | -0,0100 |
| Método Shapley | |
| Crecimiento | 0,0467* |
| Desigualdad | 0,0407* |

Fuente: DASP v. 2.3 *: significativo al 5%

El resultado para el conjunto nacional de la descomposición de las tasas de pobreza monetaria muestra, en primer lugar, que las diferencias observadas en términos nominales lo son aún

³ Para obtener los valores reales, se utilizan las medias anuales del IPC base 2011 de los años 2007 y 2010 proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística.

más en términos reales, como ya se había mostrado anteriormente. Además, aparece información interesante cuando se analizan los factores resultantes de las descomposiciones. Tanto en el enfoque Datt-Ravaillon como en Shapley, los componentes “crecimiento” y “desigualdad” son significativos y tienen signos positivos con valores muy parejos. Es decir, si la desigualdad se hubiese mantenido constante, la evolución de la renta media en este lapso de tiempo habría provocado un aumento de la tasa de pobreza y, alternativamente, la tasa de riesgo de pobreza habría crecido, incluso aunque no hubiese habido cambios en la renta media, debido a la desigualdad.

Tabla 14. Descomposición del cambio de pobreza monetaria por CC. AA. 2012-2008. Incidencia

| | AND | ARA | AST | BAL | CAN | CANT | CYL | CLM | CAT | CV | EXT | GAL | MAD | MUR | NAV | PV | RIO |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| Diferencia: (d2-d1) | 0,12* | 0,07* | 0,11* | 0,12* | 0,11* | 0,08* | 0,01 | 0,08* | 0,09* | 0,09* | 0,06* | 0,10* | 0,04* | 0,06 | 0,01 | 0,06* | 0,01 |
| Método Datt-Ravaillon: período de referencia 2008 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Crecimiento | 0,07* | 0,04* | 0,01 | 0,05* | 0,06* | 0,02* | 0,01 | 0,09* | 0,06* | 0,07* | 0,02 | 0,05* | 0,04* | 0,06* | 0,03* | 0,01* | 0,01 |
| Desigualdad | 0,07* | 0,05* | 0,10 | 0,04 | 0,02 | 0,05 | 0,01 | 0,00 | 0,06* | 0,04* | 0,02 | 0,05* | 0,02 | 0,01 | 0,02 | 0,05* | 0,01 |
| Residuo | -0,02 | -0,02 | 0,01 | -0,03 | 0,03 | 0,01 | 0,01 | -0,01 | -0,02 | -0,02 | 0,02 | -0,01 | -0,01 | -0,01 | -0,02 | 0 | 0,01 |
| Método Shapley | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Crecimiento | 0,06 | 0,03* | 0,01 | 0,04* | 0,07* | 0,02 | 0,01 | 0,09* | 0,05* | 0,06* | 0,03 | 0,05* | 0,03* | 0,05* | 0,01* | 0,01* | 0 |
| Desigualdad | 0,06* | 0,04* | 0,10* | 0,02 | 0,03 | 0,06 | 0,00 | -0,01 | 0,05* | 0,03 | 0,03 | 0,05* | 0,01 | 0 | 0 | 0,05* | 0,01 |

Fuente: DASP v.2.3 *significativo al 5%

Tabla 15. Descomposición del cambio de pobreza monetaria por CC. AA. 2012-2008. Intensidad

| | AND | ARA | AST | BAL | CAN | CANT | CYL | CLM | CAT | CV | EXT | GAL | MAD | MUR | NAV | PV | RIO |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|------|
| Diferencia: (d2-d1) | 0,05* | 0,05* | 0,05* | 0,04* | 0,03 | 0,01 | 0,02 | 0,06* | 0,04* | 0,06* | 0,02* | 0,09* | 0,03* | 0,01 | 0,01 | 0,046* | 0,02 |
| Método Datt-Ravaillon: período de referencia 2008 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Crecimiento | 0,03* | 0,01* | 0,03* | 0,02* | 0,02* | 0,01* | 0,01* | 0,03* | 0,02* | 0,02* | 0,01* | 0,02* | 0,01* | 0,03* | 0,01* | 0,002* | - |
| Desigualdad | 0,02* | 0,04* | 0,09* | 0,02* | - | - | 0,01 | 0,04* | 0,02* | 0,04* | 0,01 | 0,07* | 0,02* | -0,03* | - | 0,04* | 0,02 |
| Residuo | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Método Shapley | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Crecimiento | 0,03* | 0,01* | 0,01* | 0,02 | 0,02* | 0,01* | 0,01* | 0,03* | 0,02* | 0,02* | 0,01* | 0,02* | 0,01* | 0,03* | 0,01* | 0,002* | - |
| Desigu | | | | | | | | | | 0,04* | 0,01 | 0,07* | 0,02* | -0,02 | - | 0,04* | 0,02 |

Fuente: DASP v. 2.3*: significativo al 5%

Cuando se analiza de manera desagregada la descomposición por Comunidades Autónomas, se observan curiosas diferencias en algunas regiones respecto al resto, aunque en la mayoría puede comprobarse cómo la recesión ha sido el factor fundamental que explica los incrementos observados en las tasas de pobreza monetaria en doce de las diecisiete Comunidades Autónomas. Estos datos son similares, aunque en sentido contrario, a los obtenidos por Ayala y Jurado (2011) con una metodología y base de datos diferentes. En lugar de analizar si el crecimiento ha sido pro-pobre, se ha encontrado que la recesión ha sido anti-no pobre. Aunque la desigualdad se hubiese mantenido, la evolución macroeconómica habría incrementado las tasas de pobreza por la reducción de las rentas medias.

Sin embargo, la desigualdad o redistribución explica también parte de los cambios observados en gran parte de las Comunidades Autónomas, replicando el resultado nacional. No puede afirmarse que sea significativamente importante básicamente en aquellas regiones donde el impacto de la recesión ha sido mayor por estar más volcadas en el sector construcción en el período expansivo: Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana y Murcia.

Uno de los factores de transmisión de la recesión a las condiciones de vida de los hogares, es decir, a la desigualdad y la tasa de pobreza es el mercado de trabajo vía aumento del desempleo o vía descenso de la actividad. No obstante, esta relación directa solo existe en las rentas personales, pero la medición de la pobreza tiene en cuenta el hogar donde reside el individuo y es importante, entonces, la intensidad de trabajo del hogar. Por ejemplo, si una persona encuentra un trabajo, pero reside en un hogar donde ya trabaja otro y que se encuentra sobre el umbral de pobreza, el aumento del empleo no tiene ningún efecto sobre la tasa de pobreza. Para tener en cuenta los efectos de la intensidad de trabajo del hogar sobre los cambios de pobreza, se sigue en este estudio la propuesta realizada por De Beer (2007).

Supongamos que ait es la proporción de personas que residen en hogares ricos en trabajo o con alta intensidad de trabajo, p_{ait} es la tasa de pobreza de este tipo de hogares, la proporción de hogares con baja intensidad de trabajo es bit y la correspondiente tasa de pobreza p_{bit} . Entonces, la descomposición de la tasa de pobreza agregada P puede calcularse como

$$\Delta P = \bar{ait} \Delta p_{ait} + (1 - \bar{ait}) \Delta p_{bit} - \bar{\alpha} (\bar{p}_{bit} - \bar{p}_{ait}) \Delta e - \bar{e} (\bar{p}_{bit} - \bar{p}_{ait}) \Delta \alpha$$

En la expresión anterior, α es la ratio entre el porcentaje de la población que vive en hogares con alta intensidad de trabajo y el porcentaje de hogares con alta intensidad de trabajo del total de hogares y e es la tasa de ocupación. Dicha ecuación permite observar que la pobreza puede aumentar (disminuir) si la tasa de pobreza aumenta (disminuye) en los hogares con alta intensidad o baja, si la tasa de ocupación cae (aumenta) o si se reduce (crece) el ratio de actividad personas-hogares.

La aplicación de la descomposición muestra que la evolución de la tasa de empleo no explica por sí sola la dinámica de la pobreza. La reducción de las rentas medias en la mayoría de las regiones provoca reducciones generalizadas de la tasa de pobreza de los residentes en hogares con baja intensidad de trabajo al estar más cerca del umbral. Además, se perciben indicios del fenómeno conocido como “trabajadores pobres” ya que aumenta la tasa de pobreza de los residentes en hogares con alta intensidad de trabajo en gran parte de las regiones y este hecho es el que motiva que la pobreza agregada aumente en estas regiones.

Tabla 16. Descomposición del cambio de pobreza monetaria 2012-2008 debido a intensidad de trabajo

| Comunidad Autónoma | Cambios pobreza | Pob AIT | Pob BIT | Empleo | Alpha |
|-----------------------|-----------------|---------|---------|---------|---------|
| Andalucía | 0,0211 | 0,0152 | -0,0293 | -0,0248 | 0,0018 |
| Aragón | 0,0406 | 0,0276 | -0,0004 | -0,0137 | -0,0011 |
| Asturias | 0,0131 | -0,0013 | -0,0015 | -0,0059 | 0,0006 |
| Baleares | 0,0818 | 0,0364 | 0,0279 | -0,0154 | 0,0022 |
| Canarias | 0,0492 | -0,0147 | 0,0144 | -0,0381 | 0,0004 |
| Cantabria | 0,0330 | 0,0234 | -0,0028 | -0,0089 | 0,0027 |
| Castilla y León | -0,0714 | -0,0450 | -0,0353 | -0,0073 | -0,0012 |
| Castilla La Mancha | 0,0262 | 0,0113 | -0,0276 | -0,0239 | -0,0076 |
| Cataluña | 0,0259 | 0,0175 | -0,0019 | -0,0141 | 0,0016 |
| C. Valenciana | 0,0110 | -0,0112 | 0,0066 | -0,0169 | -0,0027 |
| Extremadura | -0,0588 | -0,0498 | -0,0265 | -0,0182 | -0,0072 |
| Galicia | -0,0410 | -0,0370 | -0,0273 | -0,0111 | -0,0020 |
| Madrid | -0,0105 | -0,0166 | -0,0016 | -0,0106 | 0,0014 |
| Murcia | 0,0351 | 0,0287 | -0,0152 | -0,0204 | 0,0000 |
| Navarra | 0,0221 | 0,0137 | -0,0079 | -0,0091 | 0,0035 |
| País Vasco | 0,0217 | 0,0151 | -0,0044 | -0,0037 | -0,0008 |
| La Rioja | -0,0287 | -0,0444 | 0,0043 | -0,0130 | -0,0041 |
| Total Nacional | 0,0096 | -0,0014 | -0,0088 | -0,0165 | -0,0001 |

Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de la EC

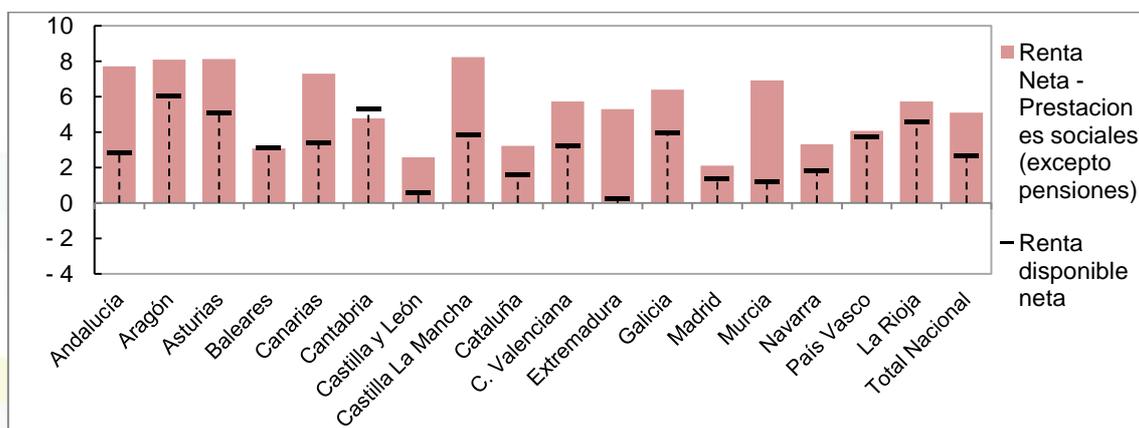
La ratio de intensidad hogares/personas (α) sirve como indicador de la concentración de individuos con trabajo en los hogares con alta intensidad de trabajo. Aunque el signo esperado a priori dados los cambios observados en la tasa de pobreza sería negativo, llama la atención que en la mayor parte de las regiones, su efecto sea inverso al de la tasa de empleo. Es decir, una disminución de la tasa de empleo se relaciona con un aumento de la ratio de intensidad hogares/personas. Esto quiere decir que cuando cae (aumenta) el empleo, la mayoría de las personas desempleadas (empleadas) pertenecen a hogares con baja (alta) intensidad de trabajo. Por esta razón, no se traducen directamente los cambios de la tasa de ocupación en cambios en la tasa de pobreza.

En resumen, la evolución macroeconómica de los últimos años ha afectado duramente a las familias y personas con independencia de la región de residencia, aunque las Comunidades con mayor relevancia del sector construcción al inicio de la recesión han sufrido un mayor impacto. El mercado de trabajo se configura como la principal vía de transmisión del impacto de la caída del PIB al bienestar a través del aumento del desempleo y de la moderación salarial, que ha hecho aumentar la tasa de pobreza de los hogares, aunque la intensidad de trabajo sea elevada.

6. El papel del sector público

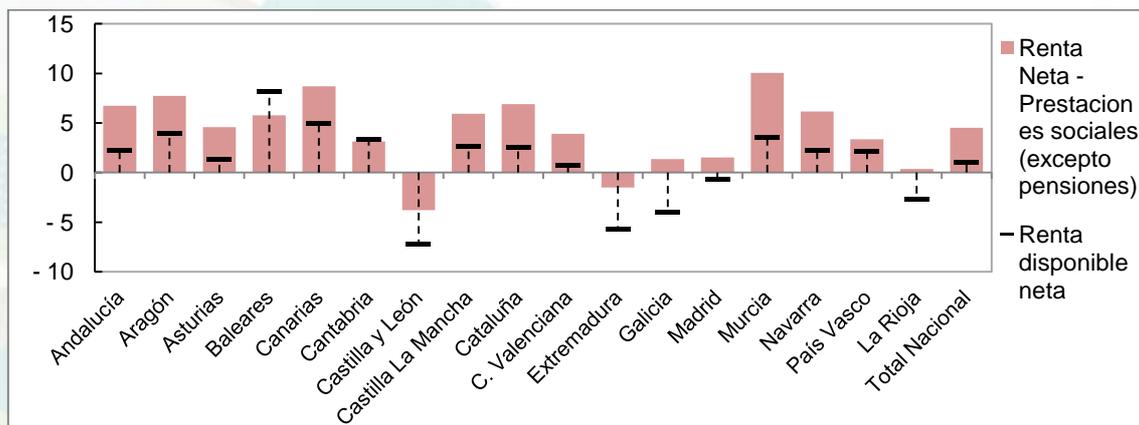
Un aspecto que es necesario comentar en este relato por su relevancia es el impacto del sector público en la distribución de la renta a través de las prestaciones monetarias del Estado del Bienestar. Del análisis se eliminan las pensiones por la gran presencia que tiene esta función en el gasto público y ser la única fuente de renta de la mayor parte de los individuos mayores de 65 años. Los resultados mostrados en los gráficos de este apartado no pretenden reflejar el fruto de decisiones diferenciadas de las administraciones regionales porque la mayoría de las prestaciones consideradas (desempleo, enfermedad, invalidez...) son competencia de la Administración Central. En consecuencia, las diferencias observadas se deberán a la renta antes de transferencias, el número de perceptores por prestación en cada Comunidad Autónoma o el importe de dichas prestaciones.

Gráfico 8. Cambios en la desigualdad al quitar las prestaciones sociales (excepto pensiones)



Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de la ECV

Gráfico 9. Cambios en la pobreza al quitar las prestaciones sociales (excepto pensiones)



Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de la ECV

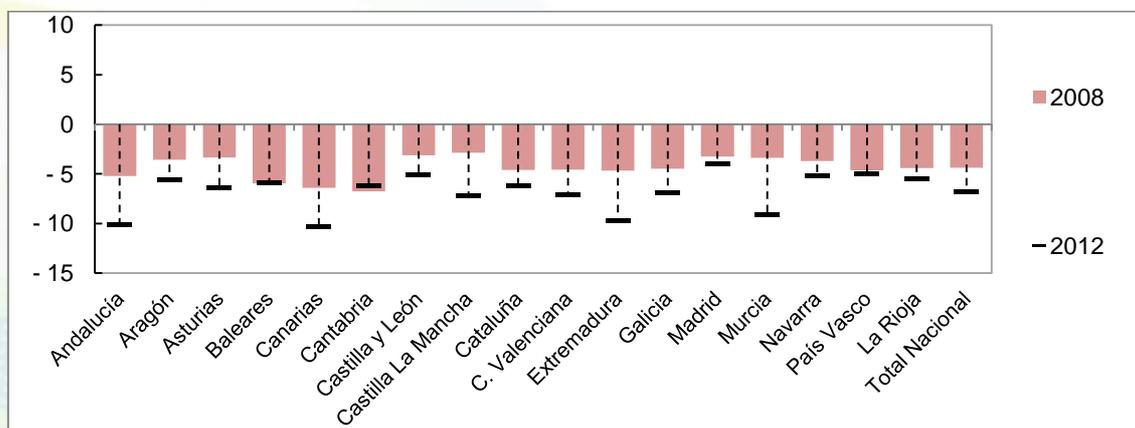
En los gráficos 8 y 9 se compara la evolución de los cambios de desigualdad y pobreza en renta neta y renta sin prestaciones. En concreto, en las barras sólidas aparecen la diferencia entre el valor de 2012 y el 2008 de la renta disponible y en las discontinuas la diferencia de los mismos años para la renta neta disponible sin prestaciones sociales y con pensiones. Lógicamente, los comentarios relativos a la evolución de la desigualdad y la pobreza del primer

concepto son consistentes con los mostrados hasta ahora: mientras que la desigualdad aumenta en el período considerado en todas las regiones, la pobreza disminuye en alguna de ellas. El análisis que más nos interesa en este apartado es el impacto que tienen las prestaciones medido mediante la observación de la distribución de ambos fenómenos si no se tienen en cuenta las transferencias sociales públicas. El efecto tanto en desigualdad como en pobreza es el mismo: se produce un empeoramiento de las condiciones de vida de los hogares. En el caso de la desigualdad, en la mayoría de las regiones aumenta con un especial resultado para Andalucía, Canarias, Extremadura, Castilla La Mancha y Murcia. Por otra parte, para la pobreza se comprueba que la no consideración de las prestaciones sociales elevaría la tasa en aquellas regiones donde la pobreza en términos de renta neta aumenta y haría que se redujera menos en las Comunidades Autónomas donde se ha observado una tendencia negativa.

En definitiva, el efecto redistributivo y reductor de la desigualdad y pobreza del gasto público se muestra nítidamente.

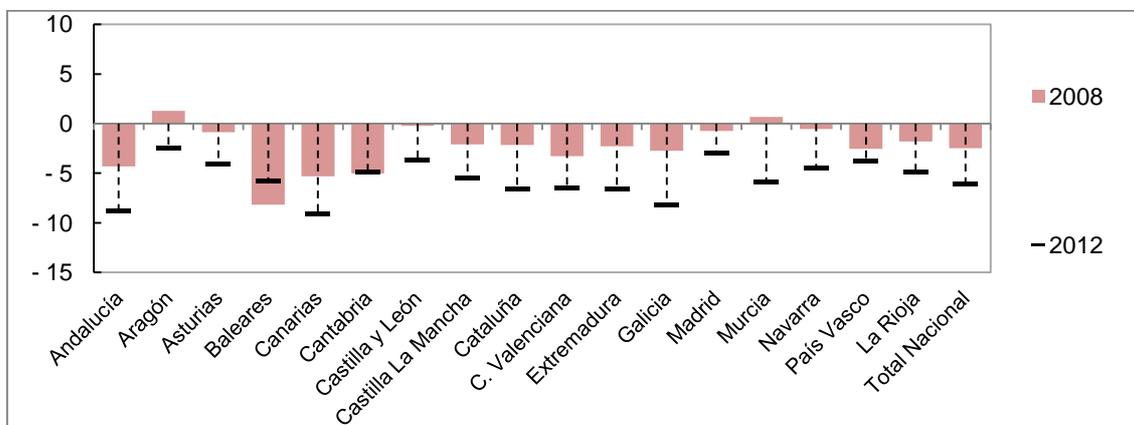
Este análisis debe completarse con un procedimiento alternativo. En lugar de comparar la desigualdad y la pobreza para la renta neta (renta neta sin prestaciones) de 2012 y la misma variable de 2008, se contrasta la diferencia renta neta – renta sin prestaciones en cada uno de los años. Los resultados obtenidos reflejan la misma situación que acabamos de presentar: las transferencias públicas alivian el impacto de los fenómenos estudiados. Además, la evolución temporal muestra un paulatino incremento de este impacto, provocado por la disminución de las rentas de mercado debido al aumento del desempleo y la moderación salarial. Aunque la sociedad española parezca haber afrontado solidariamente la crisis con un comportamiento generoso en las prestaciones, no hay que olvidar que las transferencias causadas por el desempleo son un derecho de los trabajadores, no el fruto de una decisión graciosa de las Administraciones.

Gráfico 10. Efectos sobre la desigualdad de las prestaciones sociales (excepto pensiones)



Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de la ECV

Gráfico 11. Efectos sobre la pobreza de las prestaciones sociales (excepto pensiones)



Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de la ECV

La persistencia de la crisis y el agotamiento de las prestaciones pondrán a prueba, si no lo están haciendo ya, la generosidad del Estado del Bienestar español en un contexto de control del gasto público debido a los procesos de consolidación fiscal.

Otro instrumento del sector público para mejorar el bienestar de los individuos y familias consiste en el beneficio en especie derivado de la prestación de algunos servicios públicos, como la educación y la sanidad. Jurado et al (2013) analizan el efecto de la imputación de estos servicios sobre la desigualdad y la pobreza desde una perspectiva regional y muestran una reducción muy relevante en ambos fenómenos en todas las regiones. Esta disminución es incluso más acusada en las Comunidades situadas en la cola de la distribución con lo que les permite acercarse al resto.

7. Conclusiones

Según los datos de las ECV-2008 y 2012, en ese periodo las rentas medias regionales han evolucionado de forma muy desigual. Contrastan frente a las grandes reducciones de Murcia (-11%), Canarias (-7,45%), Castilla-La Mancha (-5,91%) o Baleares (-5,75%); aumentos notables como los de Castilla y León (6,75%), Galicia (6,17%), País Vasco (5,6%) o Asturias (4,98%).

Los niveles de desigualdad en la distribución de la renta han aumentado en España claramente en tan solo 4 años. El índice de Gini, tradicionalmente el más utilizado, mostró un crecimiento del 8,64% al comparar la distribución que existía en la ECV-2008 con la que existía en la ECV-2012. El problema es mucho más grave al apreciar que ese aumento de la desigualdad se ha distribuido de manera muy diferente entre las distintas comunidades autónomas españolas. Por un lado, hay regiones con crecimientos del índice superiores al 20%, como Aragón o Cantabria; frente a otras que han aumentado menos de un 2% como Extremadura o Castilla y León.

Al utilizar otros índices de desigualdad, concretamente índices de Theil y de Atkinson, las diferencias no son grandes si no se extreman los valores de los parámetros que aportan cada uno de estos dos índices ("c" para el de Theil y épsilon para el de Atkinson).

Finalmente, al construir una función de bienestar social abreviada, con el índice de desigualdad de Atkinson por ser el más apropiado para este fin, destacan algunas primeras y últimas posiciones que prácticamente no se alteran: Navarra, País Vasco y Madrid en las primeras posiciones, y Extremadura, Canarias, Andalucía y Castilla-La Mancha en las últimas. Se comprueba que la "brecha" de bienestar entre regiones ha aumentado en estos cuatro años, debido principalmente a que los incrementos relativos de bienestar de regiones como Navarra y

País Vasco, contrastan con decrecimientos relativos de regiones que estaban en las últimas posiciones, como Canarias y Castilla-La Mancha. Otras regiones tradicionalmente con bajo bienestar relativo han mostrado una evolución cero o casi cero, como es el caso de Extremadura y Andalucía.

La crisis ha tenido efectos distintos en las diferentes regiones españolas y, previsiblemente, también serán diferentes las formas de salir de ella. Las diferentes estructuras productivas, con mayores o menores dependencias de sectores como el de la construcción, administración, turismo o comercio exterior, junto con las diferencias en tasas de paro, marcarán escenarios muy dispares en los próximos años. Y probablemente esta disparidad seguirá provocando aumentos en las diferencias de desigualdad y bienestar. Además, uno de los aspectos más negativos de la desigualdad es el hecho de que tradicionalmente se tarda mucho más en reducirla que lo que ha tardado en aumentarla. Los incrementos en tipos impositivos de impuestos relativamente regresivos como el IVA y una flexibilización laboral que estimula los trabajos en condiciones precarias son también dos factores que empujarán en la misma dirección, pero más intensamente en unas regiones que en otras. Tan solo los flujos migratorios podrán suavizar las diferencias en algunas macromagnitudes per cápita.

El análisis de las diferencias interregionales del riesgo de pobreza muestra, por una parte, la ruptura de la tendencia convergente de las últimas décadas y, por la otra, el mantenimiento de determinadas regiones en los extremos de la distribución. Parece ser una imagen fija en la que se mantienen las posiciones aunque cambien las cifras. Además, los datos en términos reales permiten constatar el fuerte impacto de la crisis sobre los hogares españoles. Las tasas de pobreza en términos nominales no parecen variar mucho, pero esta aparente inmovilidad esconde una relevante caída de las condiciones de vida de las familias, caída generalizada en la mayoría de las Comunidades Autónomas. No obstante, una de las descomposiciones aplicadas en este trabajo permite aventurar una salida divergente de la crisis, puesto que se ha incrementado desde 2008 a 2012 el componente interregional de las diferencias regionales de pobreza.

Cuando, en lugar de estudiar en términos interregionales, se analiza la distribución de la renta interna de las Comunidades Autónomas, el resultado es similar al presentado por diversos autores e instituciones en los últimos años para el conjunto nacional: el desigual impacto de la crisis sobre la población. Los peor situados al inicio de la crisis han sufrido mayores efectos que los ubicados en la cola alta de la distribución de renta. El análisis discriminador realizado entre efectos vía “caída de la renta media” y vía “incremento de la desigualdad” muestra cómo la recesión no ha afectado a las condiciones de vida de las familias residentes en las regiones españolas solo a través de una caída de los ingresos medios provocada por la crisis, sino también ha aumentado la pobreza debido a la desigualdad. Estos movimientos de fondo no perceptibles a simple vista están detrás de las cifras mostradas en los datos oficiales.

Asimismo, se constata la importancia del empleo en este panorama ya que, en otra de las descomposiciones usadas, la tasa de ocupación se muestra de manera generalizada como el factor fundamental para explicar los cambios de pobreza. Sin embargo, el resultado de desigualdad comentado anteriormente nos debe llevar a recordar que el aumento del empleo es una condición necesaria para reducir la pobreza, pero no suficiente, ya que hay que considerar también la desigualdad.

Un instrumento clave para reducir la desigualdad reside en las transferencias monetarias y en especie del sector público. También en este trabajo se presentan de manera regionalizada el impacto de dichas transferencias sobre las condiciones de vida de las familias.

En resumen, se hace preciso necesario recuperar la senda de convergencia regional iniciada en la década de los 80 del pasado siglo para evitar que la salida de la recesión se convierta en un aumento de las divergencias interregionales.

8. Bibliografía

- ATKINSON, A.B. (1970): "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- , *et al.* (2005): *Taking forward the EU social inclusion process*, Informe para la presidencia luxemburguesa del Consejo de la Unión Europea
- AYALA, L. y JURADO, A. (2011): "Pro-poor Economic Growth, Inequality and Fiscal Policy: The Case of Spanish Regions", *Regional Studies*, 45 (1), 103–121.
- CHIAPPERO-MARTINETTI, E. y CIVARDI, M. (2006): *Measuring poverty within and between population subgroups* IRISS Working Paper 2006-06, Luxemburgo: CEPS/INSTEAD, Differdange.
- CONSEJO ECONÓMICO Y SOCIAL (2013): *Distribución de la renta en España: desigualdad, cambios estructurales y ciclos*, Informe 03/2013, Madrid: CES.
- COWELL, F. (1999): "Measurement of inequality" en A.B. Atkinson y F. Bourguignon (eds.) *Handbook of Income Distribution*, Amsterdam: Elsevier.
- DATT, G. y RAVAILLON, M. (1992): "Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s", *Journal of Development Economics*, 38 (2), 275-295
- DE BEER, P. (2007): "Why work is not a panacea: a decomposition analysis of EU-15 countries", *Journal of European Social Policy*, 17: 375-388
- DUTTA, B. y ESTEBAN, J.M. (1992): "Social Welfare and Equality". *Social Choice and Welfare*, 50, 49-68.
- FÖRSTER, M. (2005): "The European social space revisited: comparing poverty in the Enlarged European Union", *Journal of Comparative Policy Analysis*, 7(1), 29-48
- JESUIT, D.K.; RAINWATER, L. y SMEEDING, T.M. (2003): "Regional Poverty within the Rich Countries", *Research on Economic Inequality* 9, 345–377.
- JURADO, A.; PEDRAJA, F. y PÉREZ-MAYO, J. (2013): "An approximation of the impact of health and education expenditure on income distribution" en XVI Encuentro de Economía Aplicada, Granada, 07/06/2013.
- PÉREZ-MAYO, 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, 36-49
- SHORROCKS, A. (1980): "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica*, 48, 613-625



FUNDACIÓN FOESSA
FOMENTO DE ESTUDIOS SOCIALES
Y DE SOCIOLOGÍA APLICADA



Caritas