



PAPELES
DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

CRISIS,
DESIGUALDAD
ECONÓMICA Y
MERCADO DE
TRABAJO EN
ESPAÑA



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

PAPELES
DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

135

2013

ISSN: 0210-9107



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

PATRONATO

ISIDRO FAINÉ CASAS (<i>Presidente</i>)	MARIO FERNÁNDEZ PELAZ
JOSÉ MARÍA MÉNDEZ ÁLVAREZ-CEDRÓN (<i>Vicepresidente</i>)	AMADO FRANCO LAHOZ
FERNANDO CONLLEDO LANTERO (<i>Secretario</i>)	PEDRO ANTONIO MERINO GARCÍA
	JORDI MESTRE GONZÁLEZ
	ANTONIO PULIDO GUTIÉRREZ
	JUAN MANUEL SUÁREZ DEL TORO RIVERO
	ADOLFO TODÓ ROVIRA
	VICTORIO VALLE SÁNCHEZ

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

EDITORIA

María José Moral Rincón

CONSEJO DE REDACCIÓN

CARLOS OCAÑA PÉREZ DE TUDELA (<i>Director</i>)	ALAIN CUENCA GARCÍA
SANTIAGO CARBÓ VALVERDE	ÁNGEL LABORDA PERALTA
ELISA CHULIÁ RODRIGO	FERNANDO PAMPILLÓN FERNÁNDEZ
	JOSÉ FÉLIX SANZ SANZ

COORDINADORA DE EDICIÓN Y DOCUMENTACIÓN

Myriam González Martínez

PORTADA

Advantia Comunicación Gráfica, S.A.
91 471 71 00

Flor Troconis
«Barrio en Petare», 2011

EDITA

Fundación de las Cajas de Ahorros
Caballero de Gracia, 28. 28013 Madrid

IMPRIME

Advantia Comunicación Gráfica, S.A.

Depósito legal:	M. 402-1980
ISSN:	0210-9107
Precio del número 135:	17 €
Periodicidad:	Trimestral
Materia:	Economía española
Base de datos:	www.funcas.es

SUMARIO

INTRODUCCIÓN EDITORIAL

Los efectos de la Gran Recesión sobre la desigualdad económica en España

V

I. LA EXTENSIÓN DE LA DESIGUALDAD ECONÓMICA

Crisis económica y distribución de la renta: Una perspectiva comparada:	2	<i>Luis Ayala Cañón</i>
Las rentas altas en España: Panorama histórico y evolución reciente:	20	<i>Facundo Alvaredo</i>
Crisis económica y territorio: El impacto de la crisis sobre la desigualdad de rentas en las distintas regiones españolas:	36	<i>Jesús Pérez Mayo</i>
Medición de la pobreza utilizando la renta y la riqueza: Una comparación empírica entre enfoques multidimensionales con datos de Estados Unidos y España:	50	<i>Francisco Azpitarte</i>

II. DESIGUALDAD ECONÓMICA Y MERCADO DE TRABAJO

Crisis económica y desigualdad salarial:	68	<i>Carlos García-Serrano y José María Arranz</i>
Impacto laboral de la crisis económica: Privación de empleo y precariedad:	83	<i>Carlos Álvarez Aledo, María Ángeles Davia Rodríguez y Nuria Legazpe Moraleja</i>
Trabajadores pobres:	99	<i>Ive Marx y Brian Nolan</i>
El impacto de la crisis sobre los niveles de renta y el mercado de trabajo según género y tipología familiar:	119	<i>Iñaki Permanyer y Rocío Treviño</i>

III. FISCALIDAD Y DESIGUALDAD ECONÓMICA

La capacidad redistributiva del sistema español de prestaciones e impuestos:	140	<i>Olga Cantó</i>
Progresividad y redistribución en el IRPF: Análisis nacional y autonómico por fuente principal de renta en los años 2007 y 2009:	153	<i>Nuria Badenes Plá y José María Labeaga Azcona</i>
Sobre la regresividad de la imposición indirecta en España en tiempos de crisis: Un análisis con microdatos de hogares:	172	<i>Desiderio Romero-Jordán, José Félix Sanz-Sanz y Juan Manuel Castañer-Carrasco</i>
Efectos distributivos del sistema fiscal desde una perspectiva macroeconómica:	184	<i>Oriol Roca-Sagalés y Héctor Sala</i>

IV. LA DINÁMICA DE LA DESIGUALDAD

Movilidad de los ingresos en España: El efecto de la crisis:	202	<i>Elena Bárcena-Martín y Ana I. Moro-Egido</i>
Movilidad intergeneracional y emparejamiento selectivo en España:	217	<i>María Cervini-Plá y Xavier Ramos</i>

V. OPINIÓN DESDE LAS INSTITUCIONES

Propuestas para el crecimiento económico y la viabilidad del Estado del bienestar:	232	<i>José Antonio Martínez Álvarez y Ana Belén Miquel Burgos</i>
--	-----	--

LOS EFECTOS DE LA GRAN RECESIÓN SOBRE LA DESIGUALDAD ECONÓMICA EN ESPAÑA

La intensa y prolongada recesión en muchos países desarrollados, junto con el proceso de globalización económica, está impulsando algunos cambios profundos en los patrones de la distribución de la renta y la riqueza mundial. Los estudios más recientes sobre la evolución de la desigualdad global parecen concluir que la distribución de rentas del planeta está experimentando un proceso lentamente igualador mientras que, en contraste, los niveles de inequidad de renta y riqueza interna en muchos países desarrollados muestran una tendencia inequívocamente creciente. Esta tendencia general, en todo caso, esconde una importante heterogeneidad por países en la que también es preciso tener en cuenta la situación de partida. Así, aunque en el periodo que va desde mediados de los años ochenta hasta la mitad de la pasada década, Finlandia, Portugal, Nueva Zelanda, Reino Unido, Noruega, Italia, Alemania o Estados Unidos experimentaron fuertes aumentos en la desigualdad, todavía en la actualidad los países escandinavos se sitúan como los países más igualitarios dentro de la OCDE, mientras que Estados Unidos, Reino Unido y Portugal se sitúan entre los países de la OCDE con menos igualdad en la renta. Por otra parte, también se encuentran países como, por ejemplo, España, Irlanda, Francia, Grecia o Australia que mantuvieron sus niveles de desigualdad estables o incluso lograron reducirlos ligeramente. Del mismo modo, la llegada de la recesión y la consiguiente disminución de la actividad económica tampoco ha tenido efectos homogéneos sobre la desigualdad de las rentas de las familias en cada país. A esto han contribuido, fundamentalmente, la distinta intensidad de la destrucción de empleo en cada caso y, también, las diferencias en la capacidad redistributiva de los sistemas de impuestos y prestaciones sociales.

**SE REDUCE LA
DESIGUALDAD DE RENTAS
EN EL MUNDO, PERO
CRECE EN ALGUNOS
PAÍSES DESARROLLADOS**

EN ESPAÑA CON LA RECESIÓN HA AUMENTADO LA DESIGUALDAD DE RENTAS

En España, la recesión y el estallido de la burbuja inmobiliaria en 2008 marcaron un importante cambio de tendencia en la distribución de las rentas familiares, ya que desde entonces las rentas reales por percentiles han evolucionado de forma manifiestamente regresiva. Así, tanto la desigualdad como el número de hogares con ingresos muy bajos han aumentado significativamente, colocando a España en 2011 en el grupo de países de la Europa de los 15 donde la desigualdad de renta es mayor, solo con mejores resultados en igualdad que Italia, Reino Unido y Portugal. Este proceso, ligado al fuerte empeoramiento en las rentas de los hogares más pobres, apunta a la ampliación de las distancias entre la renta mediana y la cola más baja de la distribución, lo que ha supuesto el aumento en más de un 25 por 100 entre 2008 y 2010 de la ratio entre la renta del 20 por 100 más rico y el 20 por 100 más pobre.

Dentro de este contexto de preocupante cambio de los patrones distributivos de las rentas familiares en España, Funcas ha considerado oportuno abordar el estudio en PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA de la evolución de la distribución de la renta en España bajo la coordinación y supervisión de la profesora **Olga Cantó** (Universidad de Alcalá) y la ayuda editorial de la profesora **María José Moral** (UNED). El objetivo principal de este número de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA es tratar de identificar y cuantificar los efectos que la recesión económica está teniendo sobre la distribución de la renta de las familias españolas. Además, se pretenden evaluar los efectos del constante empeoramiento de las condiciones del mercado de trabajo, así como de los cambios acaecidos en la intervención pública consecuencia tanto de reformas aprobadas como de medidas de ajuste enmarcadas en una política global de consolidación fiscal europea.

El primer bloque de artículos está dedicado a medir la extensión de la desigualdad en varios de sus aspectos clave; además, se incluyen comparaciones tanto entre regiones españolas como con otros países de la OCDE. El segundo grupo de artículos se centra en aspectos más ligados a los cambios que la crisis ha producido en el mercado de trabajo e investiga la relación entre la situación del mercado laboral español y la desigualdad en términos de empleo, subempleo y salarios. El tercer bloque analiza los efectos de la intervención pública, a través del sistema impositivo y de prestaciones monetarias, en el alivio de las dificultades económicas de las familias y, por ende, en la desigualdad de rentas. En la cuarta sección se discute acerca de las consecuencias que ha tenido la crisis sobre la capacidad de las familias de ascender o descender en la escala de rentas y sobre la desigualdad económica por género y por tipos de hogar. Por último, se ha incluido un apartado de opinión que recoge las propuestas de debate sobre la desigualdad y la pobreza en España que aporta la dirección del Instituto de Estudios Fiscales.

EXISTE RIESGO DE QUE EL DETERIORO EN LA DESIGUALDAD DE RENTAS PERDURE MÁS ALLÁ DE LA CRISIS

En una panorámica sobre los efectos de la crisis en la distribución de la renta en varios países ricos, el artículo de **Luis Ayala** (Universidad Rey Juan Carlos) titulado «Crisis económica y distribución de la renta: Una perspectiva comparada» concluye que la crisis ha tenido efectos muy diferentes sobre la

desigualdad en los países de la OCDE y que la experiencia española destaca en el contexto comparado internacional por registrar uno de los mayores crecimientos de la desigualdad desde el inicio de la recesión. Este carácter diferencial de la crisis ha agravado el proceso de divergencia respecto a los países de la OCDE debido al estancamiento de la reducción de las desigualdades que se había conseguido en algunos países en el anterior periodo de bonanza económica. Especialmente preocupante es la caída de las rentas más bajas y el aumento de la pobreza más severa. Este hecho unido a la aparente pérdida de capacidad redistributiva del sistema de impuestos y prestaciones monetarias sociales pone de manifiesto un riesgo creciente de que la crisis económica pueda generar efectos duraderos en la distribución de la renta en España.

El segundo artículo de este bloque, elaborado por **Facundo Alvaredo** (Paris School of Economics) y titulado «Las rentas altas en España: Panorama histórico y evolución reciente», indaga en el papel que puede haber tenido la evolución de las rentas más altas sobre las tendencias de la desigualdad. El estudio abarca desde principios del siglo xx y muestra que la participación de los altos ingresos en nuestro país alcanzó uno de sus máximos en los años treinta, para disminuir durante la primera década del franquismo y permanecer relativamente estable hasta el inicio de la década de los ochenta. Desde mediados de los noventa hasta 2006, la participación del 1 por 100 más rico aumentó un 65 por 100 y la del 0,1 por 100 más rico lo hizo en casi un 300 por 100, debido al crecimiento de los salarios y, sobre todo, al crecimiento de las ganancias de capital. El derrumbe bursátil y el estallido de la burbuja inmobiliaria han tenido un impacto notable: desde 2007 a 2010 la participación de las decilas más altas ha caído a valores de 1998. En perspectiva internacional, España muestra un nivel y una dinámica de la concentración de la renta en la parte alta de la distribución muy similar a la del resto de los países de Europa Continental y de Japón.

El tercer artículo, escrito por **Jesús Pérez Mayo** (Universidad de Extremadura) con el título de «Crisis económica y territorio: El impacto de la crisis sobre la desigualdad de rentas en las distintas regiones españolas», realiza un análisis sobre el distinto impacto de la crisis económica en la distribución de la renta por territorios en España, mediante el examen de las tasas de riesgo de pobreza por comunidades autónomas y la descomposición de su evolución durante el periodo 2008-2011 en dos términos relevantes: el efecto del crecimiento de las rentas familiares y el cambio en la desigualdad. La principal conclusión del artículo es que el elemento predominante en la dinámica de la tasa de pobreza por territorios ha sido la evolución de las rentas de las familias que ha determinado aproximadamente dos tercios de las diferencias observadas en esa tasa; mientras que solo un tercio está ligado a la evolución de la desigualdad, es decir, a los cambios en la distribución. En definitiva, el deterioro del mercado de trabajo ha marcado la evolución de la tasa de riesgo de pobreza y de desigualdad en cada una de las regiones españolas.

LA RECESIÓN HA REDUCIDO EL PESO RELATIVO DE LAS RENTAS MÁS ALTAS

LOS CAMBIOS EN LA EVOLUCIÓN DE RENTAS MÁS QUE SU DISTRIBUCIÓN DETERMINAN LA TASA DE POBREZA

EL PATRIMONIO ES RELEVANTE PARA EXPLICAR EL RIESGO DE POBREZA

El último artículo de este bloque, escrito por **Francisco Azpitarte** (Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research) y titulado «Medición de la pobreza utilizando la renta y la riqueza: Una comparación empírica entre enfoques multidimensionales con datos de Estados Unidos y España», discute las implicaciones de incorporar la riqueza (es decir, la posesión de activos) en la definición de pobreza. Los resultados para Estados Unidos y España apuntan a que la incidencia de la pobreza varía considerablemente en función de la definición de pobreza adoptada, ya que, para la mayoría de las comparaciones entre índices de pobreza, la proporción de hogares que están clasificados de forma distinta supera el 50 por 100. Es interesante resaltar, además, que la mayor correlación entre la renta y la riqueza en Estados Unidos parece ser la responsable de que sus índices de pobreza de ingresos y de activos se superpongan mucho más de lo que ocurre en España.

EN LA CRISIS LAS MAYORES SUBIDAS SALARIALES SE HAN DADO EN CUALIFICACIONES ALTAS

Tras esta panorámica general de la evolución de la desigualdad de la renta familiar española en el contexto de los países ricos, el segundo grupo de artículos se centra en aspectos más ligados a la relación entre la situación del mercado laboral español y la desigualdad. En primer lugar, el artículo de **Carlos García y José María Arranz** (Universidad de Alcalá), titulado «Crisis económica y desigualdad salarial», utiliza la interesante información disponible en el módulo fiscal de la *Muestra Continua de Vidas Laborales* (MCLV) para analizar cómo la dispersión de los salarios influye en la evolución general de la desigualdad de las rentas familiares en distintas fases del ciclo económico: la expansión entre 2004-2007 y la recesión entre 2008 y 2010. Durante el periodo expansivo la dispersión salarial disminuyó, comportamiento distinto al de la mayoría de los países de la OCDE que, entre 2000 a 2005, vieron como su desigualdad salarial aumentaba. Durante el periodo recesivo, como es ampliamente conocido, uno de los efectos más devastadores de la crisis económica en España ha sido la enorme destrucción de empleo. Así, la desigualdad salarial agregada, que disminuyó durante la etapa expansiva, ha aumentado con la crisis económica. Entre 2005 y 2010, los incrementos de los salarios reales fueron más elevados en la parte alta de la distribución salarial que en la parte baja de la distribución. Además, los rendimientos marginales de tener más cualificación han aumentado para las decilas más altas como consecuencia del impacto de la crisis económica, lo que parece haber detenido la tendencia a la baja del rendimiento salarial de la educación observada desde mediados de los años noventa.

Para abordar también el análisis de las consecuencias que la gran destrucción de empleo tiene sobre la desigualdad, el artículo escrito por **Carlos Álvarez, María Ángeles Davia y Nuria Legazpe** (Universidad de Castilla-La Mancha), titulado «Impacto laboral de la crisis económica: Privación de empleo y precariedad», estudia el distinto impacto de la privación de empleo sobre diferentes grupos de la población, el aumento de la inseguridad laboral para algunos colectivos y el aumento del paro de larga duración. Además, se presenta también la prevalencia del desempleo de larga duración en distintos

colectivos sociodemográficos. Los resultados apuntan a tres situaciones críticas del mercado de trabajo español: la ausencia de alternativas de recolocación para amplios grupos de trabajadores expulsados de actividades como la construcción y las manufacturas de baja cualificación, el progresivo aumento del desempleo de larga duración y el elevado riesgo de retrocesos en la integración social de la población inmigrante.

El artículo elaborado por **Ive Marx** (Universidad de Amberes) y **Brian Nolan** (University College Dublin), titulado «Trabajadores pobres», revisa los argumentos del debate actual sobre la creciente tasa de pobreza de personas con empleo en Europa y las fuerzas subyacentes que la impulsan. El análisis se centra en los problemas que conlleva definir y medir esta pobreza y examina la variación que se observa de unos países a otros. Los resultados ponen de relieve que los bajos salarios afectan a una proporción significativa de quienes trabajan a tiempo completo en la mayoría de los países de la Unión Europea. En cuanto a las herramientas para combatir la pobreza con empleo, las más directas son el salario mínimo, los complementos salariales por hijos y las medidas fiscales. Las indirectas pueden ir dirigidas a incrementar los ingresos individuales potenciales (educación y formación), o bien a estimular una intensidad laboral más alta a nivel individual o familiar.

El último artículo de este bloque, elaborado por **Iñaki Permanyer** y **Rocío Treviño** (Universidad Autónoma de Barcelona) y titulado «El impacto de la crisis sobre los niveles de renta y el mercado de trabajo según género y tipología familiar», estudia la desigualdad económica por género y por tipos de hogar. Los resultados destacan la caída en los niveles de actividad y ocupación de los hombres, mientras que en el caso de las mujeres las tasas de actividad se han incrementado a la vez que su tasa de desempleo sufría un incremento menor. En cuanto a la segregación ocupacional, el periodo de crisis parece haber contribuido de forma importante a una reducción de los niveles de segregación de las mujeres y a un aumento del de los hombres. Los resultados sugieren, en general, que los efectos adversos de la crisis económica han afectado más severamente a los hombres que a las mujeres a través tanto de la destrucción de empleos típicamente masculinizados como de la reducción de la brecha de género en variables clave como actividad, ocupación, desempleo y nivel salarial. Esto último se ha producido a través de un empeoramiento de la situación de los hombres más que por una mejora en la situación de las mujeres.

El tercer bloque de este monográfico se ocupa de evaluar la capacidad de intervención de la política fiscal a través de los impuestos directos e indirectos, así como de las prestaciones monetarias en el alivio de las dificultades económicas de las familias.

El primero de los artículos, elaborado por **Olga Cantó** (Universidad de Alcalá) y titulado «La capacidad redistributiva del sistema español de prestaciones e

**LA DESTRUCCIÓN
DE EMPLEO EN SECTORES
CON INTENSA
PARTICIPACIÓN
MASCULINA HA
DETERIORADO LA
SITUACIÓN ECONÓMICA
DE LOS HOMBRES**

LAS PENSIONES CONTRIBUTIVAS SON CRUCIALES PARA REDISTRIBUIR LA RENTA

impuestos», subraya que el sistema de impuestos y prestaciones monetarias en España es uno de los menos efectivos en redistribuir las rentas familiares de los países de la Unión Europea; situación que puede corregirse en parte por el efecto de las prestaciones no monetarias. Además, el artículo constata que más de la mitad del efecto redistributivo de todas estas políticas se produce a través de las pensiones contributivas. Por otro lado, se observa un mayor efecto igualador del Impuesto sobre la Renta tras las modificaciones de tramos y tarifas de 2010, así como un pequeño aumento del efecto redistributivo de las prestaciones condicionadas por renta, que podría estar ligado a la creación de una prestación básica para los parados en peor situación económica.

EL IRPF SE ASEMEJA A UN IMPUESTO DE ESTRUCTURA DUAL

El segundo artículo de este bloque, escrito por **Nuria Badenes** (Instituto de Estudios Fiscales) y **José María Labeaga** (UNED) y que lleva por título «Progresividad y redistribución en el IRPF: Análisis nacional y autonómico por fuente principal de renta en los años 2007 y 2009», centra su análisis en los cambios ocurridos en la incidencia distributiva del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF). Los autores comprueban que el IRPF español se aproxima a un impuesto de estructura dual, lo que se traduce en una falta de neutralidad en los efectos sobre perceptores con distintos tipos de ingresos. El análisis distributivo apunta a que la desigualdad de las rentas iniciales descendió entre el año 2007 y 2009 y lo hizo proporcionalmente más entre los declarantes que obtuvieron, sobre todo, rentas del trabajo. En cuanto a los cambios en la capacidad redistributiva del impuesto entre ambos momentos del tiempo, los autores concluyen que esta se incrementó a través del aumento de su progresividad.

LOS IMPUESTOS INDIRECTOS TIENDEN A LA PROPORCIONALIDAD MÁS QUE A LA REGRESIVIDAD

Complementando el análisis impositivo anterior, el tercer artículo de este bloque, escrito por **Desiderio Romero** (Universidad Rey Juan Carlos), **José Félix Sanz** (Universidad Complutense de Madrid) y **Juan Manuel Castañer** (Comunidad de Madrid) con el título «Sobre la regresividad de la imposición indirecta en España en tiempos de crisis: Un análisis con microdatos de hogares», discute la incidencia distributiva de los principales impuestos indirectos. Los resultados no corroboran la creencia generalizada, muy arraigada en la opinión pública española, de que los impuestos indirectos, IVA e Impuestos Especiales, son profundamente regresivos. La evidencia disponible para España, aunque escasa, apunta a que este tipo de impuestos más que ser regresivos son proporcionales, especialmente cuando se emplea el gasto de los hogares como indicador de la capacidad económica. Este artículo ofrece nueva evidencia para el actual periodo de crisis económica y los resultados confirman que los impuestos indirectos, tanto en conjunto como discriminando por IVA y accisas, tienden hacia la proporcionalidad.

El cuarto artículo de este bloque, elaborado por **Oriol Roca** y **Héctor Sala** (Universidad Autónoma de Barcelona) y titulado «Efectos distributivos del sistema fiscal desde una perspectiva macroeconómica», se ocupa de estudiar los efectos de la actividad del Estado sobre la economía y evalúa qué com-

ponentes de la política impositiva y de gasto público presentan mayor impacto sobre el crecimiento y la redistribución en España. Los autores utilizan información anual desagregada que cubre tres décadas, desde 1980 a 2011, y analizan el efecto sobre el Producto Interior Bruto (PIB) y la desigualdad de *shocks* inesperados en los gastos y en la imposición directa e indirecta. Los resultados muestran que el gasto público constituye el mecanismo más efectivo de reducción de la desigualdad aunque también la imposición directa tiene un impacto relevante. En todo caso, las políticas fiscales orientadas a la reducción de la desigualdad repercuten en un menor crecimiento económico.

EL GASTO PÚBLICO REDUCE MÁS INTENSAMENTE LA DESIGUALDAD DE RENTAS

El último bloque de este número de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA aborda el estudio de las consecuencias que la crisis ha tenido sobre la capacidad de las familias de ascender o descender en la escala de rentas, así como la relevancia de la evolución de la desigualdad sobre la situación de algunos tipos de hogar particularmente vulnerables. El primer artículo, escrito por **Elena Bárcena** (Universidad de Málaga) y **Ana Isabel Moro** (Universidad de Granada) y titulado «Movilidad de los ingresos en España: El efecto de la crisis», se ocupa de analizar la evolución de la movilidad de rentas de las familias antes y después de los primeros años de crisis económica. Los resultados obtenidos apuntan a que la llegada de la crisis ha reducido la movilidad de rentas a lo largo de toda la distribución y, especialmente, para los individuos situados en la parte media y baja de esta. Las autoras identifican como hogares con rentas más inestables en el tiempo a los jóvenes que conviven en hogares con mayor proporción de autónomos. En contraste, los individuos más propensos a sufrir disminuciones de ingresos son los que conviven en hogares cuyo sustentador principal tiene un nivel educativo bajo, y cuentan con muchos miembros y un alto porcentaje de desempleados entre los activos.

LA CRISIS DISMINUYE LA MOVILIDAD A LO LARGO DE LA DISTRIBUCIÓN DE RENTAS

El segundo y último artículo de este bloque, elaborado por **María Cervini** (Universidad de Girona) y **Xavier Ramos** (Universidad Autónoma de Barcelona) titulado «Movilidad intergeneracional y emparejamiento selectivo en España», analiza la influencia del emparejamiento selectivo sobre la movilidad intergeneracional económica en España. Sus resultados indican que muchas personas se emparejan con personas de características similares, lo que genera una menor movilidad económica. Por tanto, la evidencia sugiere que el emparejamiento selectivo desempeña un papel importante en el proceso de transmisión intergeneracional ya que, en promedio, cerca del 50 por 100 de la covarianza entre el ingreso de los padres y el de las familias de los hijos puede ser atribuida a la persona con la que el hijo o hija se ha emparejado.

Para finalizar el monográfico, se incluye un artículo de **José Antonio Martínez** (Director del Instituto de Estudios Fiscales) y **Ana Belén Miquel** (Instituto de Estudios Fiscales) titulado «Propuestas para el crecimiento económico y la viabilidad del Estado del bienestar», en el que los autores exponen algunas propuestas para la viabilidad del Estado del bienestar español como, por ejemplo, que la reducción temporal de las cotizaciones sociales

estimulará la creación de empleo de forma que compense la pérdida inicial de recaudación de la Seguridad Social.

Estas quince contribuciones completan el número 135 de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA dedicado al análisis del primer impacto de la crisis sobre la distribución de la renta en España. Una primera conclusión que se extrae de las ideas aquí expuestas es que los elementos fundamentales que están afectando a la desigualdad durante la crisis son los cambios en el mercado de trabajo y en la intervención pública. En este contexto, parece importante recordar que las políticas públicas tienen un gran potencial para promover la equidad y mejorar el bienestar de los hogares más pobres en las etapas expansivas o para sostener sus rentas en los ciclos recesivos. En algunos países, la clave para evitar el empeoramiento de los hogares con menores ingresos ha sido la existencia de redes de seguridad económica suficientemente sólidas que se han diseñado a través de la política fiscal y las prestaciones monetarias (pensiones y subsidios por desempleo) y no monetarias a través de gasto social (educación, sanidad, ...). No obstante, parece evidente que con la crisis se ha paralizado el proceso de reducción de la desigualdad de las rentas primarias en España. Por todo ello, la evolución de los indicadores de desigualdad y pobreza sugiere que el *shock* que ha supuesto la crisis económica puede tener efectos permanentes sobre la distribución de la renta en España. En este sentido, la experiencia de cambios de ciclo como en los primeros años noventa y la expansión posterior, cuando no se recuperaron los indicadores anteriores a la recesión a pesar del crecimiento del empleo, nos alerta de que el ensanchamiento de las diferencias de renta en la actual crisis puede dar lugar a niveles de desigualdad y pobreza considerablemente superiores a los de las últimas décadas y, lo que es aún más preocupante, que se pueden prolongar en el tiempo. En definitiva, será preciso contar con herramientas de intervención eficaces en la reducción de la desigualdad en rentas e ingresos confiando en que con esto se contribuya a un mejor desenvolvimiento de la economía.

COLABORACIONES

I. LA EXTENSIÓN DE LA DESIGUALDAD ECONÓMICA

CRISIS ECONÓMICA Y DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA: UNA PERSPECTIVA COMPARADA (*)

Luis AYALA CAÑÓN

Universidad Rey Juan Carlos, EQUALITAS

Resumen

La caída de la actividad económica desde 2007, fecha de inicio de la Gran Recesión, ha dado origen en varios países de la OCDE a reducciones de la renta disponible de los hogares. Este cambio no se ha traducido, sin embargo, en un aumento generalizado de la desigualdad. En este trabajo se utilizan los microdatos de una selección de diferentes países europeos (EU-SILC) y de Estados Unidos (CPS) para evaluar la incidencia de la crisis económica sobre la distribución de la renta. Se revisa, además, la literatura que ha evaluado la experiencia de crisis anteriores, tratando de encontrar algún tipo de regularidad empírica entre los cambios de ciclo y la evolución de la desigualdad. Se analiza también la singularidad de la experiencia española en el contexto comparado. De los resultados destaca una variación de las rentas más regresiva en algunos países que en otros, como España, y una limitada sensibilidad de la desigualdad, aunque con notables excepciones, como las de Francia y España, al cambio de ciclo.

Palabras clave: desigualdad, Gran Recesión, EU-SILC, CPS.

Abstract

The Great Recession that followed the financial crisis of 2007 has given rise in many OECD countries to declining household disposable incomes. However, this shift has not generally been translated into large changes in income inequality. In this paper we use microdata from a selected sample of European countries (EU-SILC) and the United States (CPS). The purpose of the paper is to assess how the economic crisis has altered the distribution of income. We review the literature focused on the distributional impacts of previous recessions. We also analyze the singularity of the Spanish experience in a comparative context. Results show that while some countries registered progressive income growth the trend was the opposite in other cases (Spain). In general terms, the sensitivity of inequality to the economic downturn was limited with some exceptions like France or Spain.

Key words: inequality, Great Recession, EU-SILC, CPS.

JEL classification: D31.

I. INTRODUCCIÓN

EXISTE consenso en caracterizar la prolongada etapa que se ha venido a denominar Gran Recesión como el periodo de mayor deterioro económico desde el final de la Segunda Guerra Mundial. Aunque la caída de la producción y el desempleo no ha sido uniforme en los países de la OCDE, en varios de ellos se han producido pérdidas en la renta disponible de los hogares, con posibles implicaciones sobre sus niveles de bienestar. No parece, sin embargo, que el efecto de la disminución de la actividad económica sobre las diferencias de renta entre los hogares haya tenido la misma magnitud en todos los países. La desigual intensidad de la destrucción de empleo en cada caso, y sobre todo, las diferencias en la capacidad redistributiva de los sistemas de impuestos y prestaciones sociales, han hecho que mientras que en algunos países se registraron cambios importantes en la distribución de la renta en otros apenas se alteraron los niveles de desigualdad. Así, mientras que los indicadores de desigualdad para el promedio de la Unión Europea de los 27 permanecieron casi constantes entre 2007 y 2011, en algunos países el crecimiento de la desigualdad fue notable, como Francia o España, y en otros, como Holanda o Portugal, la tendencia fue la contraria.

Siendo varias las singularidades que explican el comportamiento diferencial de la desigualdad desde 2007, la mayoría de los países de la OCDE, sin embargo, partían al inicio de la crisis de un proceso común de crecimiento de las diferencias de renta entre los hogares. El crecimiento de la desigualdad de las rentas primarias, con un ensanchamiento generalizado de las diferencias salariales y una creciente concentración de las rentas de capital, llevaron la desigualdad antes de la crisis a niveles sensiblemente superiores a los de décadas anteriores. La internacionalización de la economía, el cambio tecnológico y el sesgo hacia el trabajo cualificado, los procesos de desregulación, amplios cambios demográficos y, sobre todo, la merma de la capacidad redistributiva de los ingresos y gastos públicos —aunque la capacidad redistributiva del sector público sigue siendo determinante para contener las diferencias de renta—, fueron algunos de los principales factores determinantes del aumento de la desigualdad.

¿Qué efectos ha podido tener en este contexto el *shock* macroeconómico y financiero que supuso el cambio de ciclo a finales de 2007? Las recesiones habitualmente reducen los niveles reales de renta y elevan la pobreza cuando esta se mide con umbrales fijos. Su impacto sobre la desigualdad, sin embargo,

no es fácil de predecir, al depender de qué grupos de población sean los más afectados y dónde se ubican estos en la distribución de la renta. Esto depende, a su vez, de la extensión y la incidencia por tipos de hogares del desempleo y de la fortaleza de los sistemas de protección social para contener la caída de las rentas de los hogares con menos recursos.

Responder a la pregunta general sobre los efectos de la crisis en el proceso distributivo exige disponer de información homogénea sobre las rentas de los hogares y sus características socioeconómicas. Aunque han sido notables los avances en el análisis comparado de la desigualdad económica, persisten algunas limitaciones para el estudio de las tendencias a medio y largo plazo de los cambios en la distribución de la renta en marcos comparados. A pesar del desarrollo de nuevas y mejores bases de datos internacionales, estas siguen presentando diferentes coberturas geográficas y temporales, además de disponer de distintas formas de recogida de los ingresos, junto a una información muy heterogénea de las rentas de capital. No obstante, la homogeneidad ha aumentado considerablemente en el ámbito de los países de la OCDE, con crecientes esfuerzos para identificar las tendencias en el largo plazo de la distribución de la renta y con una creciente disponibilidad de microdatos de ingresos de los hogares (OCDE, 2011).

La explotación de estos datos para una muestra seleccionada de países junto a la revisión de las experiencias de anteriores crisis puede arrojar cierta luz tanto sobre el alcance del impacto de la crisis sobre la desigualdad y la pobreza como sobre las semejanzas o diferencias del cambio en la distribución de la renta respecto a recesiones previas. Cabría señalar como elementos de partida en esta revisión una serie de hechos estilizados, más o menos regulares, que parecen repetirse ante cambios de ciclo tan drásticos como el que se vivió a partir de finales de 2007. Entre ellos, un probable menor efecto de la crisis sobre la desigualdad en los países que contaban al comienzo de aquella con Estados del bienestar más fuertes, un mayor impacto en los hogares con rentas más pro-cíclicas y la existencia de posibles efectos en los extremos de la distribución de la renta, dada la pérdida de rentas de capital en la parte superior de la distribución de la renta, debido a su concentración en este estrato, y de horas de trabajo y salarios en la parte inferior.

Para analizar los cambios en la distribución de la renta desde el inicio de la crisis se han seleccionado siete países que representan diferentes regímenes de bienestar, atendiendo a las distintas tipologías que

suelen trazarse para clasificar los sistemas de protección social. Debido a la disponibilidad de datos homogéneos, gracias a la *Encuesta de Condiciones de Vida de la Unión Europea* (EU-SILC), la mayoría de los países que entran en la comparación que analiza este trabajo pertenecen a la Unión Europea. Se incluyen países centroeuropeos (Alemania y Francia), representativos del modelo de bienestar continental, países representativos del modelo nórdico de intensa intervención pública redistributiva (Suecia), países representativos del modelo anglosajón liberal (Reino Unido) y países del sur de Europa (Italia y España), normalmente asociados a estructuras de bienestar más tradicionales y con menor gasto social. Se incluye, además, a Estados Unidos por la relevancia de sus cambios distributivos, su peso en la economía mundial y la singularidad en el marco de la OCDE de su sistema de prestaciones e impuestos. Se utilizan para ello los datos del *Current Population Survey* (CPS).

En el siguiente apartado se anticipan los posibles efectos de la Gran Recesión sobre la distribución de la renta a partir de la revisión de trabajos anteriores que han tratado de encontrar algún tipo de regularidad empírica entre los cambios de ciclo y la evolución de la desigualdad. En el apartado III se explota la información disponible en las encuestas mencionadas para trazar un cuadro robusto de los cambios en la desigualdad y la pobreza desde 2007 en los países seleccionados. En el apartado IV se analiza la singularidad de la experiencia española en el contexto comparado. El artículo se cierra con una breve relación de conclusiones.

II. CRISIS ECONÓMICA Y DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA: ¿HECHOS ESTILIZADOS?

1. Lecciones de recesiones anteriores

La relación entre ciclo económico y distribución de la renta ha sido objeto de controversia desde que a mediados de los años cincuenta Kuznets (1955) publicara su célebre trabajo sobre el comportamiento de la desigualdad cuando la renta aumenta en el largo plazo. La utilización de una amplia base de datos internacional permitió a Kuznets derivar la conocida relación según la cual la desigualdad crece en las primeras etapas del crecimiento económico para estabilizarse luego y reducirse en el largo plazo. Varias décadas después no contamos, sin embargo, con un cuerpo suficientemente robusto de regularidades empíricas y de modelos analíticos sólidos, que permitan incorporar a este marco de análisis las fluc-

tuaciones en los procesos de crecimiento. Si bien en la larga etapa expansiva anterior a la crisis de los años setenta en la mayoría de los países se registró el doble proceso de mejora de la renta media y de reducción de las desigualdades, sin cambios drásticos de ciclo, desde ese punto de inflexión se han sucedido experiencias muy diversas de cambios distributivos ante el deterioro de la actividad económica y la caída del empleo, con serias dificultades para inferir de los cambios de ciclo respuestas lineales de la desigualdad y la pobreza.

Mientras que algunos países que salieron de fases recesivas muy agudas a través de políticas de drástico ajuste económico registraron aumentos muy notables de la desigualdad —algunos países de Europa del Este, por ejemplo, o los países asiáticos que habían crecido a comienzos de los años noventa a tasas espectacularmente altas—, en otros no les sucedieron a los cambios de ciclo aumentos significativos de los indicadores de desigualdad y pobreza. Esta diversidad de experiencias alerta contra posibles generalizaciones y de la necesidad de tener en cuenta la amplia diversidad institucional que caracteriza el proceso distributivo en cada país.

Una primera enseñanza de la experiencia comparada es la importancia de los sistemas de protección social en la contención de la desigualdad en los ciclos recesivos. Los gobiernos cuentan con márgenes de actuación tanto para conseguir que mejoras de la renta media afecten positivamente a los hogares con rentas más bajas como para aliviar algunos de los efectos más crudos de la caída de la actividad económica. A diferencia de lo sucedido en la Gran Depresión, con la que se suele comparar la severa recesión iniciada en 2007, dado que desde entonces no se ha registrado una caída tan pronunciada del precio de los activos financieros y una contracción económica tan severa, el contexto institucional actual se caracteriza por la presencia de redes sólidas de protección social en muchos países de renta alta. Las políticas redistributivas, y en especial las prestaciones monetarias, tienen un potencial muy grande para generar efectos equitativos y mejoras en el bienestar de los hogares más pobres en las etapas expansivas o para sostener las rentas en los ciclos recesivos. Aunque son varios los canales a través de los cuales la destrucción de empleo y los cambios en las condiciones macroeconómicas afectan a las necesidades de los hogares, un elemento clave en la interpretación de las posibilidades de este tipo de instrumentos es la existencia de experiencias en las que a las crisis no les sucede un empeoramiento radical de la situación de los hogares pobres. La clave

ha sido el desarrollo cobrado por los sistemas de aseguramiento y protección social, con mucha mayor capacidad para compensar el impacto sobre los hogares de las crisis, incluso en contextos de políticas económicas restrictivas.

Resulta difícil, por tanto, anticipar cuál puede ser el posible efecto de la actual crisis sobre los niveles de desigualdad y pobreza sin tener en cuenta estos factores intermediadores. De los trabajos que han analizado el primer impacto de la crisis, todavía pocos, parece que en casi todos los países los elementos fundamentales están siendo los cambios en el mercado de trabajo y en la intervención pública. La evidencia que se empieza a conocer coincide con la revisión realizada por algunos autores sobre el comportamiento histórico de la desigualdad en varios países. La revisión realizada por Atkinson *et al.* (2011) sugiere que los hogares con rentas más altas suelen salir bien parados de las recesiones, con caídas iniciales de renta que pueden ser importantes, pero que son seguidas por prolongados aumentos de esta, superando sus niveles anteriores a la crisis.

Es importante destacar que la evolución de las rentas más altas resulta cada vez más relevante para explicar la desigualdad en los cambios de ciclo. Frente a la posible crítica de que los cambios en los porcentajes correspondientes a las rentas más altas no son representativos de los cambios en la desigualdad, Leigh (2007) encuentra asociación entre la variación de las rentas de los percentiles más altos y la de los indicadores sintéticos de desigualdad. En este sentido, cabe subrayar que en las últimas décadas ha aumentado la ciclicidad de las rentas más altas, como consecuencia, entre otros factores, de la ganancia de peso en este estrato de las rentas salariales (Parker y Vissing-Jorgensen, 2010).

En términos generales, los resultados de los trabajos sintéticos sobre los efectos de las crisis en la desigualdad ponen de manifiesto que su magnitud depende, fundamentalmente, de lo que suceda con los perceptores de rentas del trabajo y con la capacidad de la intervención pública para aliviar los problemas de insuficiencia de ingresos. En el contexto citado de cambios en la estructura salarial y en las rentas de los trabajadores que responden a procesos estructurales, la recesión actual puede exacerbar problemas que ya venían de largo. Es el caso de la creciente segmentación de los mercados de trabajo, la caída de los salarios de los trabajadores de menor cualificación y el desplazamiento de su demanda o la falta de sensibilidad de la desigualdad y la pobreza a los cambios en el empleo.

En general, lo que sabemos de anteriores recesiones es que la caída del empleo tendió a dañar más a los hogares en la cola inferior de la distribución de la renta que a los hogares en los estratos medios o altos de esta. En algunos países, la recuperación de los niveles de empleo después de las recesiones consiguió que la caída de ingresos se invirtiera mientras que en otros los aumentos de la desigualdad se convirtieron en estructurales, sin que la reactivación de la economía consiguiera llevar aquella a los niveles anteriores a la crisis. Estos procesos, en cualquier caso, tuvieron lugar ante episodios recesivos de menor magnitud que la actual crisis, en la que el incremento tan drástico del desempleo en algunos países dificulta las posibles comparaciones.

En una de las revisiones más completas de los efectos sobre la desigualdad de crisis anteriores, Atkinson y Morelli (2011) diferencian el impacto de las crisis financieras del de las derivadas de la caída abrupta de la producción, el consumo y el empleo. El impacto de la caída del precio de los activos financieros puede afectar más a los hogares más ricos, pero una recesión prolongada puede afectar más a los hogares con menos renta. Intervienen en esas relaciones diferentes factores, como los problemas para el endeudamiento de los distintos actores, incluyendo el sector público, que siguen a las crisis financieras. Pueden traducirse en procesos de consolidación fiscal y recortes de prestaciones sociales, que llevan al aumento de la desigualdad.

La revisión que hacen de una variedad de estudios de caso invita a aceptar que tienen más efecto sobre la desigualdad las recesiones que se reflejan en caídas de la producción y el consumo que las crisis financieras. Sin embargo, existen diferencias importantes en el tipo de crisis que afecta a cada economía y cada tipo de crisis puede producir diferentes efectos. Así, después de los problemas financieros de los años ochenta y primeros noventa, en la mayoría de los países nórdicos no creció la desigualdad en la renta disponible (Noruega en los ochenta) o lo hizo solo moderadamente (Suecia y Finlandia en los noventa), lo que contrasta con el marcado incremento de las desigualdades de las rentas primarias, revelando la notable capacidad de los Estados del bienestar de esos países para moderar esas diferencias (Aaberge *et al.*, 2000). En Asia, por el contrario, la mayoría de los países afectados por la crisis financiera de los años noventa (Singapur, Malasia, Indonesia y, en menor medida, Corea del Sur) registraron incrementos importantes de la desigualdad y la pobreza tras ese episodio.

Son escasos los estudios comparados que revisan los cambios en la desigualdad desde la Gran Recesión. En una revisión exhaustiva de lo sucedido en los principales países de la OCDE, Jenkins *et al.* (2012) encuentran que los cambios en la distribución de la renta entre los hogares han sido, en general, modestos, incluso en los países donde el *shock* macroeconómico fue mayor. Una posible implicación de este resultado es que la estabilización de la distribución de la renta en contextos de turbulencias macroeconómicas es un objetivo factible para las políticas públicas. Los países en los que menos cambió la distribución de la renta tras la Gran Recesión fueron los que contaban con Estados del bienestar fuertes al inicio de la crisis.

2. ¿Quién sufre más en las recesiones?

Una de las parcelas de análisis de los efectos de los cambios de ciclo sobre la distribución de la renta donde los resultados son más limitados es la identificación de los grupos de población con mayores pérdidas de empleo y renta. La probabilidad de reducciones de las horas de trabajo y de salarios es mayor en los trabajadores con menor cualificación debido a sus mayores dificultades para compensar estas pérdidas con ahorros o con los ingresos de otros perceptores de rentas dentro del hogar. Aunque en las dos últimas décadas varios países de la OCDE han puesto en marcha diferentes fórmulas a través de prestaciones monetarias e instrumentos fiscales para reducir la variabilidad de las rentas con el ciclo económico, la vulnerabilidad económica ante episodios recesivos no se reparte de manera homogénea entre los distintos tipos de hogar.

En los años noventa, una literatura emergente mostró que los cambios en la demanda de trabajo inducidos por la caída general de la actividad económica en la severa recesión registrada en Estados Unidos a comienzos de dicha década afectaron más a los individuos con niveles educativos bajos, los jóvenes y los pertenecientes a grupos étnicos (Bartik, 1996; Hoynes, 1999; Holzer *et al.*, 2006). Las razones de la diferente sensibilidad al ciclo de los distintos grupos demográficos son varias, destacando especialmente la diferente probabilidad de cada grupo de ser contratados en ramas de actividad más pro-cíclicas.

La limitada evidencia disponible para lo sucedido en el periodo reciente parece indicar que los efectos de la Gran Recesión no han sido iguales en los distintos grupos demográficos. Los datos más agregados sobre desempleo e ingresos de los hogares pueden ocultar

la presencia de importantes diferencias entre las distintas categorías de la población. En el caso, de nuevo, de Estados Unidos, los datos revelan que los hombres experimentaron mayores pérdidas de empleo en la Gran Recesión que las mujeres, mientras que en la posterior fase de recuperación, todavía no consolidada, está creciendo su nivel de empleo con mayor velocidad (Kochhar, 2011). Tales resultados parecen darse también en Alemania, donde los grupos más afectados por la recesión fueron los varones con menor nivel educativo y los jóvenes (Bargain *et al.*, 2011).

Un resultado importante es la estabilidad, en general, de los perfiles de los hogares más sensibles a las crisis en el tiempo. Hoynes *et al.* (2012) comparan los efectos por grupos de población de la recesión de los primeros años ochenta y los de la Gran Recesión para encontrar que el impacto de esta última ha sido mayor en los hombres, afroamericanos, hispanos, jóvenes y los trabajadores con menor nivel educativo. Estos perfiles son bastante similares a los de periodos recesivos anteriores y guardan relación con la diferente sensibilidad al ciclo de los sectores productivos. Los porcentajes de ocupación de los hombres en sectores como construcción e industria son mayores, mientras que las mujeres tienen una mayor presencia relativa en sectores menos cíclicos, como los servicios y las administraciones públicas.

Muriel y Sibieta (2009) realizaron un trabajo similar para Reino Unido analizando los efectos de las recesiones sobre la desigualdad y los ingresos de distintos tipos de hogares en ese país. La idea básica es que las diferentes fuentes de renta pesan de distinta forma en cada grupo de población y al golpear las recesiones de desigual manera a las rentas del trabajo los efectos no son uniformes sobre el conjunto de hogares. Es fácil anticipar, por tanto, un impacto mayor en los individuos en edad de trabajar, aunque este estará condicionado por la diferente intensidad entre las ocupaciones de la caída de salarios y horas de trabajo. En las tres recesiones analizadas (años setenta, primeros ochenta y primeros noventa) el impacto fue mayor en los hogares con rentas más dependientes del mercado de trabajo, dado el efecto del desempleo y de la caída de los salarios, frente a la menor sensibilidad de pensionistas y hogares monoparentales, mucho más dependientes de los cambios en las prestaciones sociales.

3. Fluctuaciones del desempleo y distribución de la renta

La aproximación más común desde el análisis económico aplicado para analizar las relaciones entre los

cambios de ciclo y la distribución de la renta es el uso de modelos empíricos que permiten la cuantificación de los efectos de las fluctuaciones del desempleo sobre los indicadores básicos de desigualdad y pobreza. Una extensa literatura empírica ha examinado la respuesta de los indicadores de pobreza a los cambios en las condiciones macroeconómicas. Estos modelos van desde simples correlaciones entre los cambios en la relación con la actividad de los hogares y el porcentaje de población por debajo del umbral de pobreza a especificaciones mucho más complejas. La hipótesis general es que los periodos expansivos pueden originar mejoras en los salarios reales de los hogares con rentas bajas y más horas de trabajo. Esta posible relación lineal obvia, sin embargo, que los hogares por debajo del umbral no constituyen una población homogénea, con posibles respuestas al ciclo económico muy diferentes según las características sociodemográficas, y que los cambios en el empleo pueden ser insuficientes para reducir la pobreza si no están acompañados de reducciones de las desigualdades salariales.

Son varios los trabajos que han examinado el efecto sobre las distintas partes de la distribución de la renta de una variedad de indicadores macroeconómicos. Desde los estudios pioneros de Blank y Blinder (1986) y Cutler y Katz (1991) han sido numerosos los intentos de cuantificación de la elasticidad de los indicadores de desigualdad y pobreza a las variaciones del desempleo y la inflación. Diferentes trabajos han ido añadiendo mejoras a esos modelos básicos facilitando una mejor identificación de esos efectos. Gundersen y Ziliak (2004), por ejemplo, consiguieron un mejor control de los efectos en el corto y el largo plazo; Freeman (2001) añadió la posibilidad de una mayor diferenciación en estos modelos de los efectos del ciclo por grupos demográficos, e Iceland (2003) incorporó indicadores de resultados más variados para capturar los efectos de los cambios de ciclo sobre la distribución de la renta.

Durante varios años, estos modelos funcionaron razonablemente bien para predecir los cambios en la distribución de la renta ante fluctuaciones de los indicadores macroeconómicos. Desde mediados de los años ochenta, sin embargo, su capacidad explicativa comenzó a reducirse (Haveman y Schwabish, 2000). Una crítica general fue que la sencillez de la especificación de estas relaciones obviaba algunos elementos críticos en la identificación de los efectos de las condiciones macroeconómicas sobre la parte inferior de la distribución de la renta. Fundamentalmente, no tenían en cuenta el crecimiento del empleo de bajos salarios y el aumento de las diferencias

salariales, compatibles con el crecimiento del empleo en muchos países. Un segundo problema es la omisión de la intervención redistributiva directa del sector público a través de impuestos y transferencias. Bitler y Hoynes (2010) han demostrado que los cambios de diseño de los sistemas de bienestar en Estados Unidos han dado origen a una menor pro-ciclicidad en las formas más severas de pobreza. Una tercera limitación es el supuesto implícito en muchos de estos modelos de una respuesta simétrica de la desigualdad a las expansiones y recesiones. Algunos trabajos han encontrado un efecto más significativo de las segundas sobre los indicadores básicos de desigualdad y pobreza que el que resulta de reducciones de la tasa de desempleo (Hines et al., 2001).

A pesar de estos límites, los resultados de estos trabajos son interesantes para anticipar los posibles cambios que están tomando forma en la actual crisis. Como se ha señalado, algunos de estos modelos tratan de explicar la pobreza a partir no solo de los cambios en el empleo sino también de los cambios en los precios —la inflación puede tener un coste importante para los hogares con menores rentas—, las variaciones en la desigualdad salarial y los cambios en las políticas redistributivas. El resultado general es que tasas elevadas de desempleo producen efectos sistemáticamente regresivos sobre la distribución de la renta. Tal resultado no se mantiene, sin embargo, en los distintos países de la OCDE, debido, como se ha mencionado previamente, a las diferencias en las prestaciones sociales, los cambios demográficos y el aumento de los trabajadores con bajos salarios.

III. LA DESIGUALDAD EN LA GRAN RECESIÓN: EVIDENCIA EMPÍRICA

La revisión anterior invita a analizar con datos homogéneos cómo han evolucionado los indicadores básicos de desigualdad y pobreza en los países de la OCDE. Se ha seleccionado una muestra integrada básicamente por países europeos, para los que se dispone de una base de datos armonizada (EU-SILC) y Estados Unidos. Entre los primeros, como se señaló, el criterio ha sido considerar países representativos de diferentes modelos de bienestar, incluyendo centroeuropeos (Alemania y Francia), nórdicos (Suecia), anglosajones (Reino Unido) y países del sur de Europa (Italia y España).

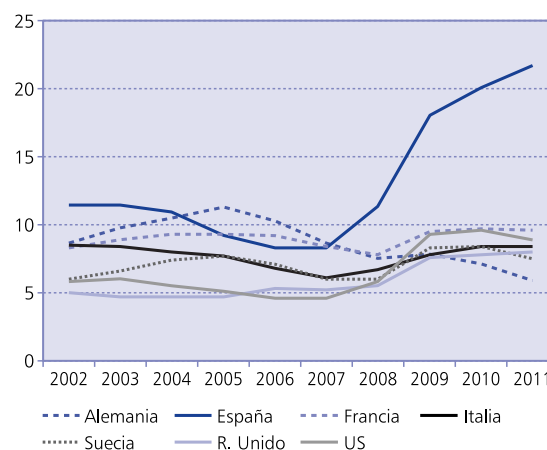
Existe suficiente heterogeneidad tanto en las características y la generosidad de los sistemas de protección social como en los niveles de renta y, sobre todo, en el diferente impacto que ha tenido la crisis

en las rentas de los hogares y en la desigualdad. Como puede apreciarse en el gráfico 1, la evolución del desempleo difiere considerablemente entre los países seleccionados. Si bien en casi todos aumentó la incidencia de este problema, se aprecian comportamientos claramente diferenciales. En un extremo, España registró un drástico crecimiento del porcentaje de activos en paro, pasando de niveles bajos, incluso inferiores a los de Alemania y Francia, a tasas superiores al 20 por 100 en solo cuatro años. En Alemania tuvo lugar la situación opuesta, con una visible reducción —casi un tercio del valor inicial—, al pasar del 8,7 al 5,9 por 100, su valor más bajo en dos décadas.

Aunque el rango de la incidencia del desempleo es relativamente reducido, si se exceptúa España, no lo ha sido su variación desde el inicio de la crisis. Mientras que en Francia y Suecia el crecimiento del problema ha sido relativamente moderado, en los países anglosajones que se incluyen en la comparación el crecimiento fue mucho mayor. Destaca, sobre todo, el aumento de esta tasa en Estados Unidos, duplicándose y acercándose a los dos dígitos en tan solo dos ejercicios, aunque los últimos datos que recoge el gráfico 2 parecen mostrar cierta contención del problema.

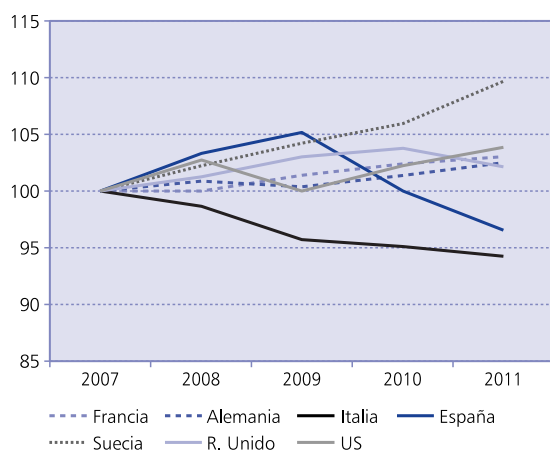
Como se señaló en el apartado anterior, no debe inferirse de la evolución de este indicador tan significativo de los cambios en las condiciones macroe-

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO



Fuentes: Eurostat y U.S. Bureau of Labor Statistics.

GRÁFICO 2
VARIACIÓN ANUAL REAL DE LA RENTA DISPONIBLE
DE LOS HOGARES, 2007-2011



Fuente: National Accounts Statistics (OCDE).

conómicas un empeoramiento lineal de las rentas de los hogares y una ampliación de las diferencias de renta. La existencia de mecanismos compensadores, según el diseño y el alcance de la intervención pública, y la desigual concentración de la población en los sectores más cíclicos puede dar lugar en cada caso a una diferente traducción del aumento del desempleo en pérdidas de bienestar.

Así, las diferencias en la variación real de la renta disponible de los hogares son considerablemente inferiores a las observadas para el desempleo, aunque se observan algunas desemejanzas relevantes. La principal es que no todos los países han registrado pérdidas en la capacidad adquisitiva de las rentas de los hogares desde 2007. Mientras que estas sí han tenido lugar en los dos países del sur de Europa considerados (España e Italia), en el resto, sobre todo en Suecia, no se ha producido ese empeoramiento de las rentas en términos reales. Destaca la ausencia de grandes diferencias en la evolución de las rentas de los hogares en Alemania, país donde el desempleo descendió notablemente, respecto a Reino Unido, Francia o Estados Unidos.

1. Fuentes de datos

Para analizar los cambios en la distribución de la renta desde el inicio del cambio de ciclo económico se

explotan los microdatos de hogares de los siete países seleccionados. La disponibilidad de una fuente homogénea para los países europeos —la *Encuesta de Condiciones de Vida de la Unión Europea* (EU-SILC)— facilita la comparación de los datos de ingresos de los hogares. Dicha encuesta sustituyó en 2004 al *Panel de Hogares de la Unión Europea*, que fue la primera encuesta que trató de recoger información comparable sobre los ingresos y las características de los hogares de los Estados miembros de la UE. El principal objetivo perseguido por Eurostat al crear esta nueva base de datos era mejorar la comparabilidad de los indicadores sociales. Más concretamente, se pretendía contar con una fuente que permitiera comparar la distribución de la renta y la exclusión social en el contexto europeo. Para conseguirlo, se armonizaron al máximo posible los cuestionarios, la recogida de los datos, la codificación y los sistemas de ponderación. Para el análisis empírico presentado en este trabajo se han utilizado las encuestas realizadas hasta el año 2011.

El tamaño de las muestras difiere sustancialmente en los países estudiados. El país donde el número de observaciones era más pequeño en 2010 es Dinamarca, con 14.500 individuos, seguido de Suecia y Reino Unido, con cerca de 18.000 datos individuales. Francia y Alemania tienen una muestra intermedia en el conjunto de países considerados, con 26.000 y 28.500 observaciones, respectivamente. Los países donde la muestra es mayor son España e Italia (37.000 y 47.500 individuos, respectivamente).

Para estudiar los cambios de la distribución de la renta en Estados Unidos utilizaremos los microdatos del *Current Population Survey* (CPS). Esta fuente proporciona la estadística oficial sobre el mercado de trabajo en Estados Unidos y se elabora con carácter mensual desde hace más de medio siglo. Cada hogar es entrevistado una vez al mes durante un cuatrimestre y en ese mismo periodo un año después. Aunque el objetivo básico de la encuesta es recoger información sobre la situación laboral, un objetivo secundario muy importante es recabar también datos sobre las características demográficas de la población. Desde hace varias décadas, en el mes de marzo se añade a la información habitual un amplio módulo de variables (*Annual Social and Economic Supplement*, ASEC) relacionadas con el historial laboral, los ingresos y las prestaciones no monetarias, habitualmente utilizado en los estudios de desigualdad y pobreza, que es el que se ha explotado para los cálculos de este trabajo. La muestra comprende cerca de 160.000 observaciones individuales. Como en el caso de EU-SILC, los datos de ingresos se refieren al año anterior a la entrevista.

Los ficheros de EU-SILC ofrecen información para cada uno de los componentes de ingresos, brutos y netos. Los ingresos brutos comprenden las cotizaciones sociales y las retenciones de impuestos que se les aplican. Las cotizaciones sociales se refieren a las cotizaciones de asalariados, trabajadores por cuenta propia y otros colectivos, abonadas durante el periodo de referencia a los sistemas de seguros sociales obligatorios. Los ingresos netos se obtienen a partir del importe bruto deduciendo las cotizaciones sociales y las retenciones. Para el cálculo de los indicadores de desigualdad y pobreza se ha utilizado la renta total neta del hogar ajustada por una escala de equivalencia paramétrica. Siguiendo la metodología propuesta por Buhmann *et al.* (1988), que computa el número de adultos equivalentes elevando el tamaño del hogar a un parámetro comprendido entre 0 y 1, $e_h = n_h^\phi$, $0 \leq \phi \leq 1$, en nuestras estimaciones utilizaremos $\phi = 0,5$. La variable de ingresos del CPS se ha armonizado en la medida de lo posible con la definición de ingreso monetario neto utilizado en EU-SILC, añadiendo a las rentas primarias de los hogares los datos de prestaciones y restando los componentes necesarios para obtener una definición de renta neta similar a la anterior.

2. La incidencia de la crisis por grupos de renta

La explotación de los microdatos de las encuestas de ingresos de la Unión Europea y Estados Unidos permite una aproximación general a la pregunta de cómo ha cambiado la distribución de la renta desde la crisis en los países seleccionados. ¿Ha perjudicado especialmente a los hogares que ya partían de bajos niveles de renta? ¿Ha aumentado el riesgo de inseguridad de ingresos de segmentos más amplios de población? ¿Ha sido la recesión anti-pobre? Una forma muy sencilla de dar respuesta a estas preguntas es tratar de observar la diferente variación de las rentas de los hogares ubicados en distintas zonas (percentiles) de la distribución de ingresos, mediante curvas de incidencia del crecimiento por grupos de renta. La disponibilidad de microdatos de hogares para cada país antes y después de la crisis permite estimar estas mediante el cálculo de las variaciones reales en la renta de cada percentil de la distribución.

Sea $F_t(y)$ la función de distribución acumulada de la renta. Invertiendo la función en el percentil p_{th} se puede obtener su renta:

$$y_t(p) = F_t^{-1}(p) = L'_t(p)\mu_t; \quad (y'_t(p) > 0) \quad [1]$$

donde $L_t(p)$ es la curva de Lorenz —con pendiente $L'_t(p)$ — y μ_t es la renta media. A partir de la observación del cambio en la renta de cada percentil en dos momentos del tiempo [$g_t(p) = (y_t(p)/y_{t-1}(p)) - 1$] se pueden representar las curvas de incidencia del crecimiento (CIC) por percentiles. De la expresión [1] se deduce que:

$$g_t(p) = \frac{L'_t(p)}{L'_{t-1}(p)} (\gamma_t + 1) - 1 \quad [2]$$

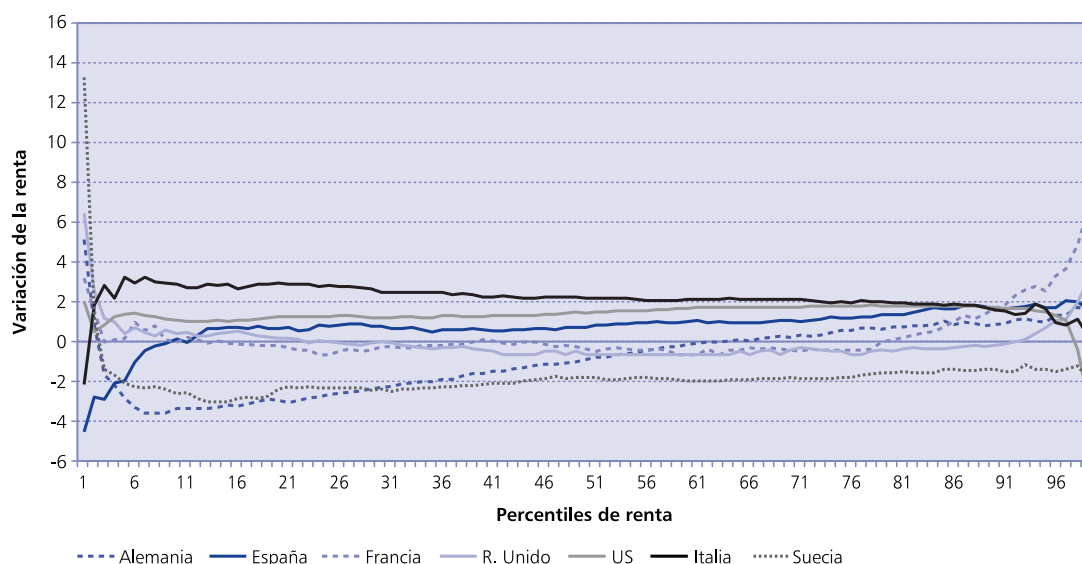
donde γ_t es la tasa de crecimiento de la renta media. Si la curva de Lorenz no cambia entre t y $t-1$, $g_t(p) = \gamma_t$. Como demuestran Ravallion y Chen (2003), si la CIC se mantiene por encima de cero en todos los percentiles [$g_t(p) > 0$ para todo p], existe dominancia de primer orden de la distribución en t sobre la de $t-1$. Si el crecimiento de las rentas es menor en los percentiles más bajos que en los más altos, las variaciones de la renta media habrían tenido un efecto regresivo.

El gráfico 3 recoge la incidencia del crecimiento (decrecimiento) de la renta por percentiles, ajustado según la evolución de la renta media, por lo que en su interpretación debe tenerse en cuenta la mencionada disparidad en la variación real media de las rentas de los hogares en cada país. De su observación destaca, de nuevo, la pluralidad de patrones en la incidencia de la crisis, al diferir los perfiles de los siete países analizados. Del conjunto de países considerados, España muestra la evolución más regresiva, con crecimientos sensiblemente inferiores a los de la media en el caso de los percentiles más bajos —en ningún otro país han caído tanto las rentas más bajas, proceso ligado a la eliminación de empleos de bajos salarios presentes en los sectores más cíclicos— y crecimientos más altos que la media —positivos, además, a diferencia del resto de la distribución— en los percentiles superiores. Solo Italia muestra un perfil relativamente similar, con una caída también mayor que la media de las rentas más bajas pero sin registrar mejoras relevantes de los percentiles más ricos. El hundimiento de las rentas más bajas se ha traducido en un rápido aumento de las formas más severas de pobreza.

El caso opuesto al de los países del sur de Europa es el de Suecia, donde el extenso sistema de prestaciones sociales ha propiciado una resistencia a la crisis mucho mayor de las rentas más bajas. Aparte de contar con un sistema de protección social que ofrecía una cobertura mucho más amplia que la media de la OCDE antes de la crisis, durante esta se ha pro-

GRÁFICO 3

VARIACIÓN ANUAL REAL DE LA RENTA POR PERCENTILES, 2006-2011(*)
(Diferencias respecto al crecimiento de la renta media)



Nota: (*) Alemania, Francia, Reino Unido, Italia y Suecia: 2006-2010.
 Fuente: Elaboración propia a partir de EU-SILC y Current Population Survey.

ducido, además, un refuerzo de los sistemas de garantía de ingresos, que ha producido una mejora importante de las rentas de los percentiles más bajos. El resto de percentiles de la distribución registró un comportamiento bastante uniforme, lo que permite anticipar pocos cambios en los indicadores básicos de desigualdad, acompañados de mejoras en el alivio de las situaciones donde las rentas más se alejaban del umbral de pobreza.

Otro país con un comportamiento relativamente anómalo en el contexto comparado es Alemania, que como otros países centroeuropeos presenta un perfil de variación de las rentas de cada percentil en forma de U matizada. Las rentas más bajas parecen haber aguantado la crisis bastante mejor que en otros países, pero a la vez se registró un claro distanciamiento del crecimiento de la renta media en casi toda la mitad inferior de la distribución. En Reino Unido también destaca el mayor crecimiento de las rentas en los extremos, sobre todo de los percentiles con rentas más bajas, pero dentro de un cuadro general de variación de las rentas muy uniforme en el resto de la distribución. En Francia, sin embargo, manteniéndose esa misma tónica de mayor crecimiento en los extremos, destaca el crecimiento de las rentas más

altas desde el inicio de la crisis, sin parangón en el resto de países.

Un caso singular por lo que supone de ruptura de las tendencias anteriores es el de Estados Unidos, donde el rasgo más llamativo es la abrupta caída de las rentas más altas en la crisis, a diferencia de lo sucedido en las décadas precedentes. Esta drástica reducción se debe, fundamentalmente, a la acelerada reducción de las rentas de capital debido al *crash* en los mercados financieros, que sirvió de antesala de la crisis en la producción y el consumo en el resto de países. La consiguiente reducción en el porcentaje de la renta total correspondiente a los percentiles superiores ha sido, sin embargo, inferior a la de anteriores recesiones, debido, sobre todo, a que la Gran Recesión ha afectado mucho más que en etapas anteriores a las nueve decilas restantes y a que las rentas diferentes de las ganancias de capital en los percentiles más ricos han aguantado relativamente bien la crisis (Saez, 2012).

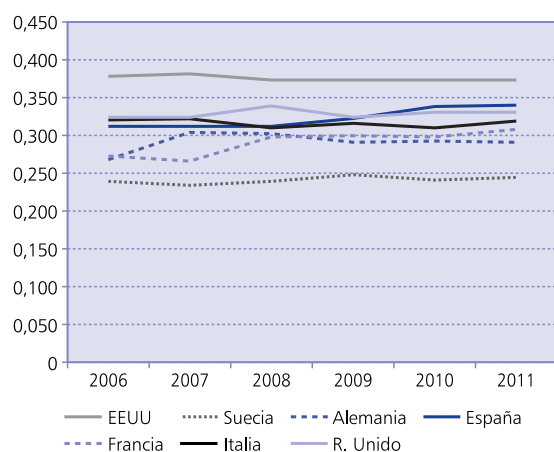
Los datos más recientes parecen apuntar, sin embargo, que esta pérdida relativa de los percentiles más altos puede que sea transitoria. Después de dos años de caídas muy importantes de la renta —la

renta media de los hogares estadounidenses cayó más de un 17 por 100 entre 2007 y 2009— a partir de 2010 volvieron a registrarse incrementos anuales positivos (2,3 por 100 anual), pero muy concentrados en los percentiles de mayor renta (mientras que en el 1 por 100 más rico ese crecimiento fue del 11,6 por 100, en el 99 por 100 restante las rentas crecieron solo un 0,2 por 100, por lo que el primero capturó más del 93 por 100 de las ganancias del primer año de la recuperación). Esta evolución sugiere que la mejora de la progresividad en el reparto de la renta únicamente tendrá un carácter temporal y no conseguirá invertir el drástico aumento de la cuota de renta de los hogares más ricos que ha tenido lugar en las últimas décadas. La evidencia histórica parece mostrar que las reducciones de la desigualdad en Estados Unidos que han tenido lugar en algunas crisis son transitorias, a menos que se establezcan cambios en el sistema de impuestos y transferencias que impidan que vuelva a recuperarse la tendencia anterior.

3. Los cambios en la desigualdad

La variación relativa de las rentas por percentiles ofrece una primera aproximación a los efectos de la crisis sobre la estructura de rentas de los países objeto de estudio. Los cambios más directos en la desigualdad pueden valorarse a través de los indicadores habituales de medición de tal realidad. El gráfico 4

GRÁFICO 4
ÍNDICE DE GINI, 2006-2011



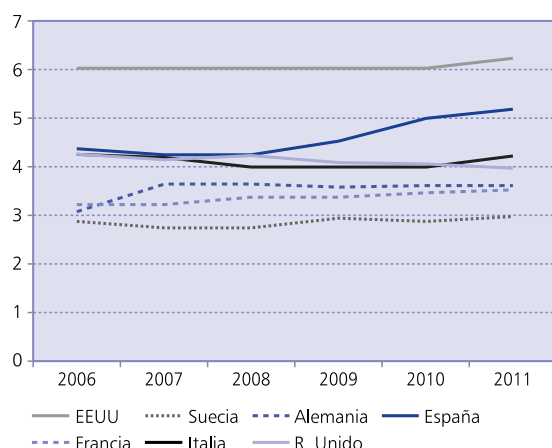
Fuente: Elaboración propia a partir de EU-SILC y Current Population Survey.

recoge la evolución en la crisis del Índice de Gini, indicador más frecuente en el análisis comparado, junto a las distancias entre percentiles de renta. En general, la tendencia más común es la de relativa estabilidad en la desigualdad desde que se produjo el cambio de ciclo, aunque, de nuevo, con algunas diferencias entre países.

Es precisamente en los países que definen los casos extremos donde menos parecen apreciarse cambios relevantes en la desigualdad estimada a través de este indicador. Tanto en Estados Unidos como en Suecia los valores al inicio de la crisis prácticamente coinciden con los de cuatro años después. Sucede lo mismo en Italia, donde apenas se registraron variaciones en ese mismo periodo. En el resto de los países, sin embargo, sí hubo cambios en la desigualdad. En Alemania el índice aumentó levemente, a diferencia de lo que venía sucediendo antes de la crisis. En este país la desigualdad aumentó considerablemente entre 1999 y 2006, debido, sobre todo, al aumento del desempleo, el ensanchamiento de las diferencias salariales y los cambios en el sistema tributario (Biewen y Juhasz, 2012). Después de un importante aumento entre 2006 y 2007, la tendencia de la desigualdad, dominada por la reducción de la tasa de desempleo, ha sido de alza moderada.

En los otros tres países el incremento de la desigualdad ha tenido una magnitud mayor. En Reino Unido la desigualdad creció al comienzo de la crisis para luego reducirse. En Francia y España el crecimiento ha sido más importante, tal como anticipaban los resultados del crecimiento de la renta en los distintos percentiles. En el caso de España este incremento ha supuesto una ruptura en la tendencia de reducción o estabilidad de los indicadores de desigualdad en vigor desde los años setenta.

La consideración del otro indicador más habitual en la medición de la desigualdad, como es la distancia entre los percentiles 90 y 10, ofrece un panorama relativamente similar al del Índice de Gini, aunque con algunos matices (gráfico 5). La serie de este indicador en Estados Unidos, por ejemplo, termina con una leve tendencia al alza, apreciándose al final del periodo un repunte de las distancias entre las rentas altas y las rentas bajas, que confirma la mejora de las primeras con la recuperación tras el *shock* de 2007-2009. En los países en los que se observaba un mayor crecimiento del Índice de Gini, la distancia entre la centila 90 y la 10 introduce algunos rasgos nuevos. En Francia se mantiene la tendencia al alza, aunque no tan marcada como la que se deducía de la evolución del Índice de Gini. Espa-

GRÁFICO 5
D9/D1, 2006-2011

Fuente: Elaboración propia a partir de EU-SILC y Current Population Survey.

ña, sin embargo, registró el mayor crecimiento de este indicador de desigualdad durante la crisis, debido a la profunda caída de las rentas más bajas y al mayor crecimiento que la media de las rentas más altas, realidades ambas que ya emergían en el análisis de las curvas de incidencia del crecimiento.

En el resto de países, la evolución de la desigualdad a través de este indicador es muy similar a la ya

observada anteriormente. En Suecia e Italia, el perfil es bastante plano, aunque con cierta elevación al final del periodo en el primer caso y una leve reducción en el segundo, mientras que Alemania y Reino Unido confirman lo ya señalado. En Alemania, 2007 marcó un punto de inflexión pero de distinto signo al del resto de países, al crecer considerablemente la desigualdad en vísperas de la crisis y contenerse después. En Reino Unido, las distancias entre las centilas extremas crecieron al principio pero se redujeron después como consecuencia del mayor ritmo de crecimiento en las rentas más bajas que en las más altas.

Los dos indicadores generales ofrecen un cuadro bastante similar de lo ocurrido con la desigualdad en la crisis, complementando las distancias entre percentiles el dibujo del cambio distributivo que resulta del Índice de Gini. La principal conclusión es que la desigualdad no ha crecido en todos los países seleccionados y que en algunos con rasgos relativamente similares, tanto en las características de sus modelos de bienestar como en el impacto del desempleo y la caída de la actividad económica, tampoco puede hablarse de resultados uniformes.

La robustez de esta valoración puede ser contrastada tanto mediante el análisis de la significación de los resultados anteriores y la introducción de un número más amplio de indicadores en el análisis como con los resultados que algunos estudios nacionales han encontrado para estos países durante el mismo periodo. El cuadro n.º 1 recoge la variación de una

CUADRO N.º 1

INDICADORES DE DESIGUALDAD, 2006-2011 (*)
(Tasas anuales acumulativas de variación)

	EE.UU. ^a	Suecia ^b	Alemania ^b	España ^a	Francia ^b	Italia ^b	Reino Unido ^b
Gini	-0,20**	0,87*	2,64***	1,12***	2,46***	-0,68***	0,39
Atkinson (e = 0,5)	-0,43**	1,15	4,40***	2,32***	6,16***	-0,89	0,49
Atkinson (e = 1)	-0,39***	-0,24	3,42***	2,80***	5,27***	-0,67	-0,42
Atkinson (e = 2)	-2,57***	-3,53	-4,90*	-0,58	-1,71	4,21	-6,68***
Theil (c = 0)	-0,46***	-0,25	3,69***	3,12***	5,71***	-0,74	-0,46
Theil (c = 1)	-0,54**	2,32	5,08***	1,71***	7,64***	-0,76	1,07
Theil (c = 2)	0,18	7,55	8,45*	-0,31	15,72***	1,39	1,62
P90/P10	0,67***	1,24**	4,13***	2,03***	1,77***	-1,21***	-0,72*
P90/P50	0,27***	0,40	1,57***	1,08***	1,24***	-0,59**	0,46*
P50/P10	0,39***	0,83*	2,41***	0,91**	0,51**	-0,63*	-1,16***

Notas:

(*) Los errores e intervalos de confianza de los indicadores se han estimado mediante *bootstrap*.

(a) 2006-2011; (b) 2006-2010.

* = significativo al 90 por 100; ** = significativo al 95 por 100; *** = significativo al 99 por 100.

Fuente: Elaboración propia a partir de EU-SILC y Current Population Survey.

amplia batería de indicadores de desigualdad para la segunda mitad de la pasada década aportando medidas de la significación estadística de los resultados.

Los contrastes realizados muestran que en casi la mitad de los países considerados —Alemania, España y Francia— aumentó la desigualdad de forma significativa, mientras que en Estados Unidos disminuyó, aunque muy levemente. En este último país la mayoría de los indicadores registraron una muy moderada, aunque significativa, tendencia a la baja, salvo en los indicadores de distancias de las rentas de diferentes percentiles, que recogen la mejora de las rentas más altas con la recuperación económica. En el resto de los países los cambios son poco significativos, salvo la mejora de las rentas más bajas en Italia y Reino Unido.

La literatura reciente sobre la evolución de la desigualdad en la Gran Recesión confirma estos resultados generales. Uno de los casos que ha sido mayor objeto de estudio es el de Alemania, dada la singularidad de sus resultados de empleo en la crisis. Al final del periodo analizado este país tenía la tasa de paro más baja de los últimos veinte años, gracias al impacto positivo de los instrumentos temporales de compensación de *shocks* adversos en el mercado de trabajo, que fueron reforzados durante la recesión que afectó al resto de países (Burda y Hunt, 2011). Los resultados de otras fuentes distintas a las utilizadas en este trabajo, como el *German Socio-Economic Panel* (SOEP), confirman que la Gran Recesión no modificó sustancialmente la desigualdad, salvo si se amplía la ventana de observación a los años inmediatamente anteriores al comienzo de la crisis (Grabka y Frick, 2012).

Otro de los países donde más se han estudiado los cambios en la distribución de la renta en la crisis ha sido Estados Unidos, ante el temor de que el aumento del desempleo y la caída de los salarios pudieran exacerbar las tendencias de crecimiento de la desigualdad vigentes en años anteriores. El panorama que se desprende de los estudios disponibles es muy similar al que ofrecen los indicadores presentados anteriormente. Algunos de los indicadores básicos, como las distancias interdecílicas (P90/P10) y la pobreza relativa aumentaron moderadamente, aunque el primer impacto de la crisis supuso un freno de la tendencia al alza de las rentas más altas antes de recuperarse de nuevo (Saez, 2010; Burkhauser y Larrimore, 2012). La revisión de estos resultados a la luz de los de recesiones anteriores que hacen Thompson y Smeeding (2012) les lleva a anticipar una recupe-

ración más rápida de las rentas de los más ricos que las del resto de la población.

Para los otros países considerados también existen resultados que confirman los anteriormente presentados en estudios recientes. En el caso de Francia, los datos del INSEE revelan que el aumento de la desigualdad derivado de la crisis ha llevado esta a los niveles que había a mediados de los años noventa y que no habían vuelto a registrarse desde entonces. La razón es que mientras que las rentas de los más ricos crecieron más que la media, lo contrario sucedió en la parte baja de la distribución. Entre otras razones destaca la caída del peso de los salarios sobre la renta total en los hogares con ingresos más bajos y el aumento del desempleo (Burrigand *et al.*, 2012).

El trabajo de Brandolini *et al.* (2012) con registros fiscales ofrece un interesante contraste para los resultados obtenidos para Italia con EU-SILC. Los indicadores estimados por estos autores revelan también cierta estabilidad en la distribución de la renta durante la Gran Recesión, a pesar de la caída general en la renta disponible. Esa tendencia general oculta, sin embargo, diferencias importantes en el impacto por grupos de población, con un empeoramiento más visible de los trabajadores por cuenta propia. Otros trabajos confirman también la ausencia de grandes cambios en Suecia, con un moderado crecimiento de la desigualdad, que no rompe con la tendencia anterior al alza antes de la crisis (Björklund y Jäntti, 2012). Finalmente, los datos para Reino Unido también confirman que no parece que la Gran Recesión haya alterado radicalmente su patrón distributivo (Brewer y Wren-Lewis, 2012). Tal como aparecía en nuestros resultados, en la Gran Recesión se produjo cierta compresión de la parte baja de la distribución, con una reducción de la pobreza relativa, acompañada del aumento de las rentas más altas (Joyce y Sibieta, 2012).

Debido al carácter reciente de algunas de las políticas implementadas de ajuste a la crisis, todavía no hay evidencia sobre el resultado que están teniendo sobre la desigualdad algunas de las medidas de consolidación fiscal desarrolladas en estos países. La evidencia conocida sobre el efecto de las políticas de ajuste fiscal severo aplicadas en otras recesiones es que la desigualdad generalmente aumenta tras su ejecución, especialmente cuando las reducciones en los niveles de gasto público, sobre todo el redistributivo, son de mayor magnitud (Agnello y Sousa, 2013). Algunos trabajos han tratado de simular los efectos que pueden haber tenido las políticas de ajuste puestas en marcha entre 2009 y

2011, incluyendo una gama variada de actuaciones, como la reducción de las cuantías de las prestaciones monetarias, el aumento de la imposición directa o los recortes en el empleo público (Callan *et al.*, 2011). Sus resultados muestran que mientras que en algunos países cabe esperar efectos altamente regresivos de la implementación de estas medidas, como Portugal, en otros, como España, la distribución por decilas del ajuste podría ser relativamente proporcional, llegando a ser incluso progresiva en otros (Reino Unido, Irlanda o Grecia). Cuando se incluyen, sin embargo, los posibles efectos de la elevación de los tipos del Impuesto sobre el Valor Añadido, ese cuadro cambia notablemente, con un efecto global considerablemente más desigualitario en Grecia y más regresivo en España y Reino Unido.

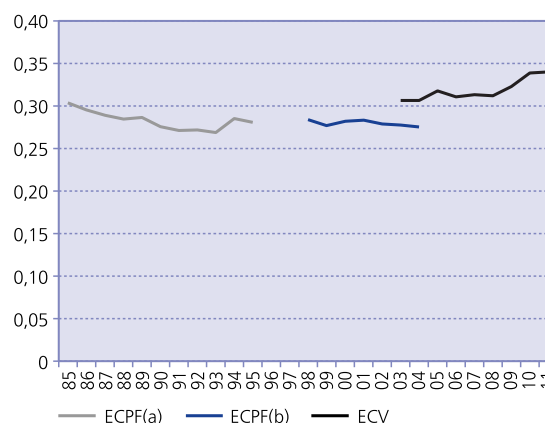
IV. ALGUNAS REFLEXIONES SOBRE LA DESIGUALDAD EN ESPAÑA EN EL CONTEXTO COMPARADO

De los países considerados en el análisis anterior, España es uno de los que registró un mayor aumento de la desigualdad con el cambio de ciclo. Este aumento ha hecho que sea uno de los países de la OCDE donde las diferencias de renta entre los hogares son más grandes, incluyéndose entre los tres países de la UE-27 con indicadores de desigualdad más elevados. Este crecimiento diferencial pone en riesgo algunos de los avances conseguidos en las últimas décadas en términos de convergencia con los países de nuestro entorno. Durante los años ochenta, periodo de mayor reducción de la desigualdad en España en las últimas cuatro décadas, se logró una importante mejora en términos comparados en los indicadores básicos de desigualdad y pobreza, en un contexto de crecimiento de la desigualdad en varios países de la OCDE, especialmente en algunos nórdicos y en los anglosajones.

Durante la siguiente década y hasta la quiebra de la etapa expansiva anterior a la crisis iniciada en 2007, la ausencia de cambios en los indicadores de desigualdad en España, que partía a comienzos de los años noventa de posiciones similares a las de Irlanda, Italia o Reino Unido, favoreció un sensible alejamiento de esos países y del promedio europeo. El crecimiento observado en la crisis podría exacerbar esas diferencias, volviendo a situaciones que no se producían desde hace más de treinta años.

La evolución de la desigualdad en España en el largo plazo y en la crisis actual puede observarse en el gráfico 6. Los datos parecen mostrar una impor-

GRÁFICO 6
EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE DE GINI EN ESPAÑA,
1985-2011



Notas:

ECPF(a): Encuesta Continua de Presupuestos Familiares antes de la ampliación de la muestra.

ECPF(b): Encuesta Continua de Presupuestos Familiares después de la ampliación de la muestra.

Fuente: Elaboración propia a partir de las Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares y Encuesta de Condiciones de Vida.

tante reducción de las diferencias de renta durante la segunda parte de los años ochenta y una ralentización de estas en la siguiente década. Ese periodo, 1990-1995, ofrece un panorama distributivo distinto al de la década anterior, corroborando diferentes trabajos el aumento de la desigualdad durante el episodio recesivo de 1992-1994 (Oliver *et al.*, 2001; Cutanda, 2002; Cantó *et al.*, 2003; Farré y Vella, 2008).

El panorama sobre lo sucedido desde mediados de los años noventa es menos robusto. La *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares* con muestra ampliada (ECPF), cuya primera información anualizada disponible corresponde a 1998, permite valorar lo sucedido desde finales de esa década hasta 2005. Dicha encuesta parece mostrar cierta tendencia hacia la estabilidad de los indicadores de desigualdad, rompiéndose la tendencia a la baja vigente en las dos décadas anteriores. Este cambio de tendencia no significó que la desigualdad aumentara, sino que dejó de reducirse. El crecimiento económico registrado desde mediados de los años noventa y la creación de empleo que lo acompañó no habrían dado lugar, por tanto, a reducciones significativas de la desigualdad. Consecuencia de ello sería también la citada detención del proceso de convergencia con otros países en los niveles de equidad.

Las explicaciones de la falta de traducción de las mejoras de la renta media en este periodo en reducciones de la desigualdad son diversas. Por un lado, la falta de correspondencia entre el crecimiento del empleo y las variaciones de la desigualdad se explica en parte por el tipo de empleo creado, con una elevada incidencia de trabajos temporales y de bajos salarios. Eso no significa, en cualquier caso, que pueda hablarse de una tendencia firme en el largo plazo de aumento de las diferencias salariales. Las estimaciones realizadas revelan que en el periodo de mayor crecimiento del empleo la desigualdad salarial apenas cambió (Izquierdo y Lacuesta, 2006; Bonhomme y Hospido; 2012a). Ese comportamiento agregado oculta, sin embargo, algunos cambios en la distribución, al reducirse las diferencias entre la parte central y la inferior de la distribución salarial y aumentar las distancias entre la mediana y el grupo con mayores remuneraciones. El cuadro que se deduce del uso de fuentes homogéneas para diferentes países (*Encuesta Europea de Estructura Salarial*) revela, de hecho, que mientras que la desigualdad de la parte superior de la distribución salarial en España es alta en términos comparados, lo contrario sucede en la parte inferior (Simón, 2009).

Algunos trabajos que han tratado de descomponer los determinantes de los modestos cambios registrados en la desigualdad salarial señalan como principales factores la reducción de la prima salarial de los titulados —debido al aumento de la oferta—, la reducción de la inestabilidad salarial y la ganancia de peso del componente permanente y, asociado a este último factor, la tímida reducción del peso del empleo temporal sobre el total (Cervini y Ramos, 2008). Los problemas de sobrecualificación y sus efectos sobre la estructura salarial han sido confirmados por varios autores, que muestran las mayores dificultades del mercado de trabajo español en el contexto comparado para absorber con puestos de trabajo apropiados el gran incremento en la proporción de titulados universitarios (García Montalvo, 2009; Felgueroso *et al.*, 2010; Murillo *et al.*, 2010), con importantes consecuencias sobre el aumento de las desigualdades salariales intra-grupos por niveles educativos (Budría y Moro-Egido, 2008).

Además de los cambios en la estructura salarial para explicar la ausencia de cambios en las tendencias de la desigualdad —y en su no reducción— anteriores a la crisis, hay que aludir al diferente efecto respecto a etapas anteriores que sobre la reducción de las desigualdades económicas tuvieron los principales instrumentos redistributivos. Las rebajas de

los tipos impositivos y la menor capacidad redistributiva de los programas de transferencias hicieron que el efecto redistributivo de la intervención pública que en décadas anteriores había sido el principal determinante de la corrección de la desigualdad, fuera menor.

Así, mientras que en los años ochenta el aumento de la progresividad de la imposición directa —gracias a la reducción de los tipos efectivos más bajos— fue uno de los factores determinantes de la disminución de las diferencias de renta entre los hogares españoles, la evidencia empírica para el periodo posterior pone de manifiesto, sin embargo, un estancamiento en la progresividad del IRPF desde finales de esa década. La imposición personal sobre la renta se contempla cada vez más como un instrumento básicamente recaudatorio, si bien la disminución de tipos de las reformas posteriores (1998 y 2007) hizo que, incluso en una fase de crecimiento intenso de la actividad económica, la recaudación creciera durante varios años a menor ritmo que el PIB. Esta apuesta por tipos más bajos ha llevado en un escenario de recesión a una reducción sustancial de la capacidad redistributiva del impuesto.

Pero, sobre todo, los mayores límites de la intervención pública redistributiva se encuentran en la vertiente del gasto, con una menor capacidad redistributiva del sistema de transferencias sociales que en etapas anteriores. Las cifras de gasto social relativo tendieron a la baja, con porcentajes sobre el PIB antes de la crisis (por debajo del 20 por 100) inferiores a los niveles máximos del primer tercio de los años noventa (24,4 por 100). Tales porcentajes quedaban lejos de los de la Unión Europea, según datos de Eurostat, donde el gasto social en relación al PIB mantenía los mismos valores que a comienzos de los años noventa (en torno al 29 por 100 del PIB). A la vez que las reformas tributarias tendieron a reducir el componente redistributivo de etapas anteriores, debido sobre todo a la caída de la recaudación, las prestaciones sociales no tuvieron el mismo ritmo de crecimiento que en las décadas previas. Existen, además, elementos limitativos en el desarrollo de las mismas y en la cobertura de determinados grupos de población, que podrían haber limitado su posible efecto en la redistribución de las importantes ganancias de renta registradas hasta el cambio de ciclo.

Dado este contexto, no era difícil anticipar que la severidad de los efectos de la crisis sobre la producción y el empleo producirían efectos más negativos que en otros países en la equidad en el reparto de la renta entre los hogares. La ralentización de la

actividad económica y el vertiginoso aumento del desempleo dieron lugar al mayor aumento de la desigualdad desde que se dispone de información anual sobre los ingresos de los hogares. Se trata, sin duda, de un cambio de indudable trascendencia, para el que es difícil encontrar analogías en otros países de nuestro entorno.

Una de las razones del aumento de la desigualdad en España para la que parece haber creciente consenso es, como se vio en el apartado anterior, la profunda caída de las rentas más bajas. Los indicadores más específicos para el extremo inferior de la distribución de la renta tanto de insuficiencia de ingresos como de ausencia de estos parecen mostrar que en poco tiempo se han tocado máximos históricos. Los datos de pobreza monetaria que resultan de la *Encuesta de Condiciones de Vida* revelan que entre 2009 y 2011 su incidencia aumentó en más de dos puntos —del 19,5 al 21,8 por 100—, lo que, de nuevo, supone un aumento sin precedentes desde que se tienen datos de variación interanual. El indicador más crudo del porcentaje de hogares sin ingresos —sin ingresos del trabajo, ni de prestaciones por desempleo o de la Seguridad Social— que ofrece la EPA permite comparar, además, el empeoramiento económico de los hogares con menores recursos en la actual crisis con el que tuvo lugar en anteriores periodos recesivos, como el de los primeros años noventa. Si en esa fase de contracción de la economía ese porcentaje pasó del 1 por 100 a finales de 1991 a otro del 2,3 por 100 en 1995, en la actual recesión el cambio ha sido aún más drástico, duplicándose el indicador desde el 1,7 por 100 de 2007 al 3,5 por 100 de 2012.

Caben pocas dudas, por tanto, de la mayor magnitud de los efectos de la crisis sobre los resultados distributivos en España. Parece menos nítido, sin embargo, el cuadro explicativo de tales cambios. De modo muy sintético, un primer factor es, sin duda, el crecimiento del desempleo, junto a los cambios en la distribución salarial. La magnitud cobrada por el desempleo, con un aumento desde el 8 por 100 al inicio de la crisis al 26 por 100 de 2012, anticipa una abrupta caída de las rentas de los hogares situados en las decilas más bajas de la distribución de la renta, caracterizados por niveles formativos más bajos y mayores probabilidades de pérdida del empleo.

No existe, sin embargo, evidencia suficiente sobre los efectos del desempleo en el conjunto de la desigualdad en esta profunda etapa de recesión, aunque emergen algunos primeros resultados que dejan pocas dudas sobre el carácter diferencial de

la crisis también en este ámbito. Mientras que en episodios recesivos anteriores las situaciones de alto desempleo no se tradujeron en incrementos acusados de la desigualdad, no está sucediendo lo mismo en la fase recesiva iniciada en 2007. Entre otros factores, destaca la reducción de la capacidad amortiguadora que tuvo en crisis anteriores la distribución del desempleo dentro del hogar. A diferencia de lo que sucedió en la primera mitad de los años ochenta o entre 1992 y 1994, la tasa de paro de los sustentadores principales —o persona principal del hogar, tal como la define la EPA— alcanzó su máximo histórico, creciendo incluso más rápido que la tasa agregada de desempleo. Mientras que en crisis anteriores el desempleo se concentró, sobre todo, en hijos y cónyuges de la persona principal del hogar, en la crisis actual se ha extendido visiblemente a los sustentadores principales.

La crisis ha afectado también a la estructura salarial. Si bien en este ámbito los datos son más limitados, la disponibilidad de registros administrativos permite disponer de algunos resultados concluyentes. Así, Bonhomme y Hospido (2012b) encuentran con datos fiscales que la desigualdad salarial, medida a través de la ratio entre los percentiles 90 y 10, aumentó en más de 10 puntos porcentuales entre 2007 y 2010. Tal aumento, más destacado en el caso de las mujeres que en los varones, se concentró sobre todo en la parte baja de la distribución salarial. Parte de este aumento de la desigualdad salarial puede atribuirse al cambio en la estructura de las ocupaciones, con un efecto significativo de la caída de la actividad en el sector de la construcción.

La segunda explicación del mayor crecimiento de la desigualdad en España en la crisis es la limitada capacidad del sistema de impuestos y prestaciones para combatir el aumento de la desigualdad de las rentas primarias. Si bien los datos disponibles no reflejan una merma en la capacidad redistributiva de ambas vertientes de la actuación pública hasta 2010, con la puesta en marcha de las primeras medidas de austeridad, su menor incidencia en la renta de los hogares españoles es una de las razones del carácter diferencial de los efectos de la crisis en el contexto comparado. Esa capacidad reductora de la desigualdad es casi la mitad de la de alguno de los países nórdicos y queda lejos todavía de la de los principales países centroeuropeos. Los datos disponibles en el momento de cierre de este trabajo no recogen, además, los efectos de las medidas más drásticas de ajuste introducidas posteriormente, que han podido producir una merma del efecto compensador de la desigualdad que ejercen las políticas públicas.

La evolución de la desigualdad en España invita a pensar, por tanto, que el *shock* que ha supuesto la crisis económica puede tener efectos permanentes sobre la distribución de la renta. La experiencia de cambios de ciclo anteriores, como el de los primeros años noventa y la expansión posterior, cuando no se recuperaron los indicadores anteriores a la recesión a pesar del crecimiento del empleo, alerta de que el ensanchamiento de las diferencias de renta en la actual crisis puede dar lugar a niveles de desigualdad y pobreza considerablemente superiores a los de las últimas décadas, que se pueden prolongar en el tiempo.

V. CONCLUSIONES

1. La Gran Recesión, iniciada en 2007, ha supuesto en varios países de la OCDE el mayor deterioro económico en términos de producción y empleo desde la Segunda Guerra Mundial. La magnitud del cambio en los indicadores macroeconómicos fundamentales ha podido dar lugar a cambios también relevantes en el reparto de la renta en estos países. Varios de ellos ya habían registrado un proceso al alza de la desigualdad en el largo plazo.

2. La experiencia de anteriores recesiones permite anticipar algunos efectos de la actual crisis sobre la desigualdad, si bien resulta difícil la generalización de esos resultados debido a las diferencias económicas e institucionales y, sobre todo, a la diferente fortaleza de la intervención pública redistributiva en cada país. En cualquier caso, en varios países se han repetido una serie de procesos comunes. En general, los hogares más ricos, aunque suelen registrar caídas más altas de sus rentas al principio de las recesiones se recuperan antes, por lo que los efectos de las recesiones suelen ser mayores en los hogares con ingresos más bajos. Resulta fundamental para evitar aumentos de la desigualdad tanto que la caída en las rentas medias no se traduzca en un ensanchamiento de las diferencias salariales como que los sistemas de impuestos y transferencias no pierdan capacidad redistributiva. Sobresale también que, en términos generales, el impacto sobre la distribución de la renta es mayor en las recesiones que se reflejan en caídas de la producción y el consumo que en las crisis financieras.

3. Los primeros estudios comparados sobre los efectos de la Gran Recesión revelan que los cambios en la distribución de la renta han sido moderados en la mayoría de los países de la OCDE, incluso en aquellos donde el empeoramiento de las condiciones ma-

croeconómicas ha sido muy drástico. Una implicación relevante de este resultado es que la posibilidad de evitar fluctuaciones importantes en la estructura de rentas en las recesiones no es un objetivo inalcanzable para los decisores públicos.

4. Otra lección del estudio de los efectos redistributivos de las etapas recesivas es que la caída de las rentas suele afectar más a determinadas categorías de la población, que son sobre todo los hogares con rentas más dependientes del mercado de trabajo. La estructura sectorial de la producción y la diferente probabilidad de que determinados grupos estén presentes en actividades más cíclicas hace que esta probabilidad sea mayor para determinados grupos demográficos, como los jóvenes y los trabajadores con menor nivel educativo. Esos perfiles, además, son bastante estables en el tiempo. Los datos disponibles sobre lo ocurrido desde 2007 parecen indicar que en muchos países los hombres han sufrido mayores pérdidas de empleo y renta que las mujeres, confirmándose también los mayores problemas de los trabajadores con menor cualificación y edad.

5. Algunos modelos econométricos tratan de estimar el efecto del desempleo y la inflación sobre la distribución de la renta. Si bien estas aproximaciones han perdido algo de validez al construirse sobre especificaciones muy básicas, que dejan de lado aspectos institucionales relevantes, sus resultados permiten anticipar algunos de los efectos de la actual crisis. El aumento de las tasas de desempleo produce efectos regresivos sobre la distribución de la renta, si bien no siempre existe un efecto simétrico en las expansiones.

6. La estimación con datos homogéneos de renta de indicadores básicos de desigualdad en una muestra de países representativa de distintos sistemas de bienestar social revela la existencia de patrones de cambio de la distribución de la renta en la crisis muy variados, sin poder hablar de un crecimiento generalizado de la desigualdad. Los resultados obtenidos coinciden, además, con estudios nacionales que han abordado la evaluación de los primeros efectos de la Gran Recesión sobre la desigualdad. Destaca, en general, una variación de las rentas más regresiva en algunos países que en otros, siendo España aquel donde más se han hundido las rentas más bajas, a la vez que han mejorado más que la media las de los percentiles más ricos. Este crecimiento de las rentas más altas también tuvo lugar en Francia, mientras que lo contrario —rompiendo una larga tendencia— sucedió en Estados Unidos.

7. Las medidas directas de desigualdad estimadas muestran que mientras que en algunos países los cambios desde el inicio de la crisis han sido moderados, como en Italia, Estados Unidos y Suecia, en otros la crisis ha hecho que aumenten las diferencias entre los hogares. Es el caso, sobre todo, de España y Francia, donde el aumento de la desigualdad ha llevado los indicadores a niveles que hacía años que no se registraban. El resultado más destacado, en cualquier caso, es que la desigualdad no ha crecido en todos los países seleccionados y que a pesar de la relativa similitud en los rasgos institucionales de algunos países cabe hablar de una acusada heterogeneidad en el comportamiento de aquella en la crisis.

8. Aunque todavía son pocos los trabajos que han estimado los posibles efectos de las medidas de austeridad sobre la desigualdad, la simulación de su impacto ofrece resultados muy relevantes para interpretar el efecto de los recortes en prestaciones, las subidas de impuestos y las reducciones tanto de plantillas como de salarios en el sector público. Si estas medidas se acompañan de subidas de los tipos del IVA se añadirían efectos muy regresivos a los generados por la caída de la actividad y el empleo.

9. La experiencia española destaca en este contexto comparado por registrar uno de los mayores crecimientos de la desigualdad desde el inicio de la recesión. Este carácter diferencial de la crisis ha agravado el proceso de divergencia respecto a los países de la OCDE, en vigor desde mediados de los años noventa, debido al estancamiento de la reducción de las desigualdades incluso en el anterior periodo de bonanza económica. El principal determinante en ese periodo de la ausencia de mejoras distributivas fue la pérdida de capacidad redistributiva del sistema de impuestos y prestaciones sociales.

10. La debilidad de la intervención pública redistributiva ha hecho que la respuesta al crecimiento del desempleo —mucho mayor que en otros países— y a la caída de los salarios y las horas de trabajo de los individuos menos cualificados haya sido mucho más limitada en España que en otros países, aumentando notablemente la desigualdad. Especialmente preocupante es la caída de las rentas más bajas y el aumento de la pobreza más severa. Dadas estas circunstancias, existe un riesgo creciente de que la crisis económica pueda generar efectos duraderos en la distribución de la renta en España. La experiencia de cambios de ciclo anteriores, cuando en las etapas expansivas no se recuperaron los indicadores previos a la recesión, alerta de que el ensan-

chamiento de las diferencias de renta en la actual crisis puede dar lugar a niveles de desigualdad considerablemente superiores a los de las últimas décadas y mucho mayores que los de otros países de la OCDE.

NOTA

(*) El autor agradece la financiación recibida del Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2010-21668-C03-01).

BIBLIOGRAFÍA

- AABERGE, R.; BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M.; PEDERSEN, P.J.; SMITH, N., y WENNEMO, T. (2000), «Unemployment shocks and income distribution: how did the Nordic countries fare during their crises?», *Scandinavian Journal of Economics*, 102: 77-99.
- AGNELLO, L., y SOUSA, R.J. (2013), «How does fiscal consolidation impact on income inequality?», *Review of Income and Wealth* (en prensa).
- ATKINSON, A.B., y MORELLI, S. (2011), «Economic crises and inequality», Human Development Research Paper 2001/06, UNDP.
- ATKINSON, A.B.; PIKETTY, T., y SAEZ, E. (2011), «Top Incomes in the Long Run of History», *Journal of Economic Literature*, 49: 3-71.
- BARGAIN, O.; IMMERSVOLL, H.; PEICHL, A., y SIEGLOCH, S. (2011), «Distributional Consequences of Labour-demand Shocks: The 2008-09 Recession in Germany», CESifo Working Paper Series 3403.
- BARTIK, T.J. (1996), «The Distributional Effects of Local Labor Demand and Industrial Mix: Estimates Using Individual Panel Data», *Journal of Urban Economics*, 40: 150-178.
- BIEWEN, M., y JUHASZ, A. (2012), «Understanding Rising Income Inequality in Germany, 1999/2000-2005/2006», *Review of Income and Wealth*, 58: 622-647.
- BLANK, R.M., y BLINDER, A.S. (1986), «Macroeconomics, Income Distribution, and Poverty», en DANZIGER, S. (ed.), *Fighting Poverty: What Works and What Does Not*, Harvard University Press, Cambridge.
- BITLER, M.P., y HOYNES, H.W. (2010), «The State of the Social Safety Net in the Post-Welfare Reform Era», *Brookings Papers on Economic Activity*, 41: 71-147.
- BJÖRKLUND, A., y JÄNTTI, M. (2012), «Country case study – Sweden», en JENKINS, S.; BRANDOLINI, A.; MICKLEWRIGHT, J., y NOLAN, B. (eds.), *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford University Press.
- BONHOMME, S., y HOSPIDO, L. (2012a), «Earnings Inequality in Spain: Evidence from Social Security Data». Trabajo presentado en el XV Encuentro de Economía Aplicada, A Coruña, 7-8 de junio de 2012.
- (2012b), «Earnings Inequality in Spain: New Evidence Using Tax Data», Banco de España (mimeo).
- BRANDOLINI, A.; D'AMURI, F., y FAIELLA, I. (2012), «Country case study – Italy», en JENKINS, S.; BRANDOLINI, A.; MICKLEWRIGHT, J., y NOLAN, B. (eds.), *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford University Press.
- BREWER, M., y WREN-LEWIS, L. (2012), «Why did Britain's households get richer? Decomposing UK household income growth between 1968 and 2008-09», Institute for Social and Economic Research, Working Paper n.º 2012-08.
- BUDRÍA, S., y MORO EGIDO, A.I. (2008), «Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain», *Economics of Education Review*, 27: 332-341.

- BUHMANN, B.; RAINWATER, L.; SCHMAUS, L., y SMEEDING, T. (1988), «Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database», *Review of Income and Wealth*, 34: 115-142.
- BURDA, M., y HUNT, J. (2011), «What Explains the German Labour Market Miracle in the Great Recession?», National Bureau of Economic Research, Working Paper n.º 17187.
- BURKHAUSER, R.V., y LARRIMORE, J. (2012), «How Changes in Employment, Earnings, and Public Transfers Make the First Two Years of the Great Recession (2007-2009) Different from Previous Recessions and Why It Matters for Longer Term Trends», US2010 Project – Russell Sage Foundation, Working Paper, Febrero 2012.
- BURRICAND, C.; HOUDRÉ, C., y SEGUIN, E. (2012), «Les niveaux de vie en 2010», INSEE Premier n.º 1412.
- CALLAN, T.; LEVENTI, C.; LEVY, H.; MATSAGANIS, M.; PAULUS, A., y SUTHERLAND, H. (2011), «The distributional effects of austerity measures: a comparison of six eu countries», EUROMOD, Working Paper n.º EM6/11.
- CANTÓ, O.; DEL RÍO, C., y GRADÍN, C. (2003), «La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995», *Hacienda Pública Española*, 167(4): 87-119.
- CERVINI, M., y RAMOS, X. (2008), «Long Term Earnings Inequality, Earnings Instability and Temporary Employment in Spain: 1993-2000», IZA DP n.º 3538.
- CUTANDA, A. (2002), «La medición de la desigualdad a través de un modelo de elección intertemporal», *Hacienda Pública Española*, 163(4): 93-120.
- CUTLER, D.M., y KATZ, L.F. (1991), «Macroeconomic Performance and the Disadvantaged», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1-74.
- FARRÉ, L., y VELLA, F. (2008), «Macroeconomic Conditions and the Distribution of Income in Spain», *Labour*, 22: 383-410.
- FELGUEROSO, F.; HIDALGO, M., y JIMÉNEZ-MARTÍN, S. (2010), «Explaining the fall of the skill wage premium in Spain», FEDEA, Documento de Trabajo 2010-19.
- FREEMAN, R. (2001), «The Rising Tide Lifts'....?», en DANZIGER, S., y HAVEMAN, R. (eds.), *Understanding Poverty*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- GARCÍA MONTALVO, J. (2009), «La inserción laboral de los universitarios y el fenómeno de la sobrecualificación en España», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 119: 172-187.
- GRABKA, M.M., y FRICK, J.R. (2012), «Country case study – Germany», en JENKINS, S.; BRANDOLINI, A.; MICKLEWRIGHT, J., y NOLAN, B. (eds.), *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford University Press.
- GUNDERSEN, C., y ZILIAK, J. (2004), «Poverty and Macroeconomic Performance across Space, Race, and Family Structure», *Demography*, 41: 61-86.
- HAVEMAN, R., y SCHWABISH, J. (2000), «Has Macroeconomic Performance Regained Its Antipoverty Bite?», *Contemporary Economic Policy*, 18: 415-427.
- HINES, J.R.; HOYNES, H., y KRUEGER, A. (2001), «Another Look at Whether a Rising Tide Lifts All Boats», en KRUEGER, A., y SOLOW, R. (eds.), *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, Russell Sage Foundation, Nueva York.
- HOLZER, H.J.; RAPHAEL, S., y STOLL, M.A. (2006), «Employers in the Boom: How Did the Hiring of Less-Skilled Workers Change during the 1990s?», *The Review of Economics and Statistics*, 88: 283-299.
- HOYNES, H.W. (1999), «The Employment, Earnings, and Income of Less Skilled Workers Over the Business Cycle», en BLANK, R., y CARD, D. (eds.), *Finding Jobs*, Russell Sage Foundation, Nueva York.
- HOYNES, H.W.; MILLER, D.L., y SCHALLER, J. (2012), «Who Suffers During Recessions?», National Bureau of Economic Research, Working Paper n.º 17951.
- ICELAND, J. (2003), «Why Poverty Remains high: The Role of Income Growth, Economic Inequality, and Changes in Family Structure, 1949-1999», *Demography*, 40: 499-519.
- IZQUIERDO, M., y LACUESTA, A. (2006), «Wage Inequality in Spain: Recent Developments», Documento de Trabajo n.º 0615, Banco de España.
- JENKINS, S.; BRANDOLINI, A.; MICKLEWRIGHT, J., y NOLAN, B. (2012), *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford University Press.
- JOYCE, R., y SIBIETA, L. (2012), «Country case study – UK», en JENKINS, S.; BRANDOLINI, A.; MICKLEWRIGHT, J., y NOLAN, B. (eds.), *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford University Press.
- KOCHHAR, R. (2011), «In Two Years of Economic Recovery, Women Lost Jobs, Men Found Them», Pew Social & Demographic Trends, Washington, D.C.
- KUZNETS, S. (1955), «Economic Growth and Income Inequality», *American Economic Review*, 45: 1-28.
- LEIGH, A. (2007), «How closely do top income shares track other measures of inequality?», *Economic Journal*, 117: 619-633.
- MURILLO, I.P.; RAHONA, M., y SALINAS, M.M. (2010), «Efectos del desajuste educativo sobre el rendimiento privado de la educación: un análisis para el caso español (1995-2006)», Documento de Trabajo número 520/2010, Funcas.
- OCDE (2011), *Divided We Stand. Why Inequality Keeps Rising?*, OCDE, París.
- OLIVER, J.; RAMOS, X., y RAYMOND, J.L. (2001), «Anatomía de la Distribución de la Renta en España, 1985-1996: La Continuidad de la Mejora», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 88: 67-88.
- PARKER, J.A., y VISSING-JORGENSEN, A. (2010), «The Increase in Income Cyclicity of High-Income Households and Its Relation to the Rise in Top Income Shares», *Brookings Papers on Economic Activity*, 41: 1-70.
- RAVALLION, M., y CHEN, S. (2003), «Measuring Pro-poor Growth», *Economics Letters*, 78: 93-99.
- SAEZ, E. (2012), «Striking It Richer: The Evolution of Top Incomes in the United States» (versión actualizada), Pathways Magazine, Stanford Center for the Study of Poverty and Inequality, invierno 2008, 6-7, University de California (mimeo).
- SIMÓN, H. (2009), «La desigualdad salarial en España: Una perspectiva internacional y temporal», *Investigaciones Económicas*, 33: 439-471.
- THOMPSON, J., y SMEEDING, T. (2012), «Country case study – USA», en JENKINS, S.; BRANDOLINI, A.; MICKLEWRIGHT, J., y NOLAN, B. (eds.), *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, Oxford University Press.
- U.S. CONGRESS JOINT ECONOMIC COMMITTEE (2010), «Income Inequality and the Great Recession», Report.

Resumen

En este breve trabajo revisitamos la dinámica de la participación de los altos ingresos en la renta nacional en España desde 1933 hasta 2010, así como la de la distribución de la riqueza desde 1981 hasta 2007. Primero se presenta una síntesis de los resultados de un estudio anterior (Alvaredo y Saez, 2009 y 2010) para los años 1933-2005. Segundo, se ofrecen y se analizan nuevas estimaciones para los años 2006-2010. Tercero, se compara la experiencia española con la de otros países de Europa, Norteamérica, América Latina y Oceanía, cuyos datos actualizados provienen de la *World Top Incomes Database*. Por último, se discute la evolución reciente de los altos ingresos en el contexto de la política impositiva óptima y de la política fiscal del Gobierno durante los últimos años.

Palabras clave: distribución, rentas altas, riqueza.

Abstract

In this short paper we focus on the dynamics of top income and wealth shares in the case of Spain in comparative perspective. First, we provide an overview of the results in Alvaredo and Saez (2009 and 2010) for the years 1933-2005. Second, we update the top share series for the years 2005-2010. Third, we place Spain in perspective by presenting new findings from the WTID. In particular, we provide updated top income series for the US, Europe and Japan, and Latin America. Finally, we discuss the implications of these findings in the context of the fiscal responses given to the ongoing macroeconomic crisis, and the optimal tax policy.

Key words: distribution, top incomes, wealth.

JEL classification: D30, H30, N30.

LAS RENTAS ALTAS EN ESPAÑA: PANORAMA HISTÓRICO Y EVOLUCIÓN RECIENTE

Facundo ALVAREDO

Nuffield College-Oxford, Paris School of Economics, Conicet

I. INTRODUCCIÓN

EN los últimos años se ha puesto en evidencia la importancia de la participación de las rentas más altas en el ingreso (llamada, en la literatura en inglés, *top shares of income*) para explicar y entender la evolución de la desigualdad. Esto se ha visto motivado por investigaciones académicas que inicialmente se centraron en las experiencias de Francia (Piketty, 2001 y 2003) y Estados Unidos (Piketty y Saez, 2003 y 2007), y que se extendieron luego a otros países, tanto desarrollados como en desarrollo (Atkinson y Piketty, 2007 y 2010). El tema ha sido también objeto de gran atención por parte de la opinión pública, como lo prueba el número de visitas a la *World Top Incomes Database* (WTID, Alvaredo et al.) y los eslóganes y motivaciones de los movimientos «Somos el 99 por 100» en el mundo.

Este breve artículo se centra en la dinámica de los altos ingresos y la concentración de la riqueza en España en perspectiva comparada. Primero se presenta una síntesis de los resultados de un estudio anterior (Alvaredo y Saez, 2009 y 2010) para los años 1933-2005. Segundo, se ofrecen y se analizan nuevas estimaciones para los años 2006-2010. Tercero, se compara la experiencia española con la de otros países de Europa, Norteamérica, América Latina y Oceanía, cuyos datos actualizados provienen de la *World Top Incomes Database*. Por último, se discute

la evolución reciente de los altos ingresos en el contexto de la política impositiva óptima y de la política fiscal del Gobierno durante los últimos años.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

Para todos los detalles acerca de los datos, las fuentes y los métodos de estimación, el lector interesado puede acudir a los apéndices de Alvaredo y Saez (2010), así como a las notas metodológicas sobre España publicadas en la WTID. Todos los resultados de 1933-2005, que se presentan aquí resumidamente, provienen de esos trabajos. Por su parte, las actualizaciones para el periodo 2006-2010 se basan en los mismos procedimientos. Con el fin de facilitar el estudio comparativo entre países, se ha seguido una metodología relativamente estándar en la que se combinan los datos fiscales con controles externos de población, renta y riqueza (Atkinson y Piketty, 2007 y 2010). No obstante, es preciso referirse a los métodos aplicados para estimar la participación de los ingresos más altos (el *top 10%*, *top 5%*, *top 1%*, etc., denotados, análogamente, por los fractiles *P90-100*, *P95-100*, *P99-100*, respectivamente) en la renta total, para apreciar su significado e identificar sus limitaciones. Las estimaciones se realizan a partir de las estadísticas de los impuestos sobre la renta y el patrimonio personal que ha elaborado históricamente la oficina de impuestos de España (en este momento, la

Agencia Tributaria) para un número de años desde 1933 a 1971 y anualmente desde 1981 a 2010. Los datos estadísticos que se publican son mucho más detallados para el periodo 1981-2010 que para el periodo anterior.

Antes de 1981, debido a los elevados niveles de exención, solo una fracción muy pequeña de los individuos debía presentar la declaración de la renta, por lo que se limita el análisis a la participación del *top 0,1%* (y para 1933-1947 incluso se restringe al *top 0,01%*). Desde 1981 en adelante, es posible analizar el *top 10%*. Por su parte, España adoptó el impuesto sobre el patrimonio en 1978. Las estadísticas detalladas sobre los «nuevos» impuestos sobre la renta y el patrimonio se publicaron por primera vez en 1981 y 1982, respectivamente (1). El impuesto progresivo sobre el patrimonio tiene un nivel de exención muy alto, por lo que solo el 2 o 3 por 100 de las personas deben declarar por dicho impuesto. Por lo tanto, se limita el análisis de la concentración del patrimonio al 1 por 100 de la población más rica (el *top 1%*) para el periodo 1982 a 2007, ya que el impuesto sobre el patrimonio se suprimió entre 2008 y 2010. Como al momento escribir este trabajo los datos de 2011 de ambos impuestos no están aún disponibles, las series finalizan en 2010 para la distribución de la renta y en 2007 para la distribución de la riqueza.

Desde 1981 las estimaciones se refieren a España, con exclusión de dos comunidades autónomas, País Vasco y Navarra, ya que estas regiones gestionan directamente sus impuestos y sus datos no se recogen en las estadísticas de la administración tributaria. Estas dos regiones representan aproximadamente el

10 por 100 de España en términos de población y de renta (2).

Control total de la población. En términos de población, los grupos de altas rentas se definen con referencia al número total de adultos (de 20 años o más) en la población, no sobre el número de declaraciones impositivas finalmente presentadas. Las declaraciones del impuesto sobre la renta son individuales desde 1988 (aunque es posible realizar la declaración conjunta, es generalmente más ventajoso presentarla por separado cuando ambos cónyuges reciben ingresos). Antes de 1988, el impuesto sobre la renta estaba basado en la familia. Con el fin de tener en cuenta este cambio en la ley, se han corregido las estimaciones entre 1981 a 1987 para expresarlas en términos individuales mediante el empleo de microdatos (que permiten calcular tanto la renta familiar como individual después de la reforma) (3).

Control total de la renta. Para el periodo 1981-2010, la renta total se define como la suma de: 1) sueldos y salarios totales (netos de las contribuciones a la Seguridad Social) tomados de las cuentas nacionales; 2) el 50 por 100 de las transferencias sociales registradas en las cuentas nacionales (porque las pensiones, que representan aproximadamente la mitad de dichas transferencias, están gravadas con el impuesto sobre la renta); 3) dos tercios del excedente neto de explotación, tomado de las cuentas nacionales (es decir, se asume que alrededor de un tercio de la renta empresarial se genera en economía sumergida y, por tanto, escapa a la tributación), y 4) todas las rentas de capital registradas en las declaraciones de impuestos (dado que los rentas de capital están muy concentradas, los no declarantes reciben una fracción insignificante

de las rentas del capital) (4). El denominador para el periodo 1981-2010 es aproximadamente un 66 por 100 del PIB español (excluyendo País Vasco y Navarra) con pequeñas fluctuaciones a lo largo de los años, lo que es comparable con algunos de los estudios presentados en Atkinson y Piketty (2007 y 2010). Las ganancias de capital realizadas se incluyen en nuestra medida de renta total desde el año 1979 (pero no antes). También se estiman series excluyendo las ganancias de capital para el periodo 1981-2010. La definición de renta es antes de impuestos sobre la renta, pero después de aplicar las contribuciones sociales y el impuesto de sociedades.

El impuesto sobre el patrimonio es un impuesto progresivo sobre la riqueza individual (neta de las deudas) con tasa marginal máxima del 2,5 por 100. En general, la riqueza inmobiliaria no está gravada con arreglo a su valor de mercado, sino de acuerdo con su valor de registro para fines de impuestos sobre la propiedad (valor catastral). Los precios de mercado son, para el periodo bajo estudio, cerca de tres veces superiores al valor catastral. Debido a que el patrimonio inmobiliario es un componente muy importante de la riqueza en España (incluso entre los individuos más ricos), especialmente después del aumento de los precios de la vivienda desde el año 1995, utilizamos dos definiciones: por un lado, la riqueza total, que incluye el patrimonio inmobiliario evaluado a precios de mercado estimados, y por otro, la riqueza financiera, que excluye la riqueza inmobiliaria (y excluye también la deuda hipotecaria por el lado del pasivo). El patrimonio total es claramente una mejor medida de la riqueza, pero no se observa directamente en las estadísticas del impuesto sin realizar antes ajustes para corregir los

valores catastrales a precios de mercado.

El cuadro n.º 1 muestra para España los percentiles y la renta media para una selección de grupos de altas rentas en el año 2006

(cuando la participación de las rentas elevadas alcanzó el nivel más alto en las tres últimas décadas) y 2010 (último año disponible) en euros de 2010. En 2010 se necesitó una renta de al menos 774.498 euros para ser uno de los

3,369 individuos del *top 0,01%* de la distribución, quienes tuvieron una renta media de 1.800.958 euros (incluyendo ganancias de capital realizadas). En 2006, el *top 0,01%* estaba compuesto por 3.222 individuos con una renta media

CUADRO N.º 1

PANEL A
UMBRALES Y RENTAS MEDIAS EN LOS GRUPOS CON MAYORES RENTAS EN 2006

Percentil (1)	Umbral de renta (2)	Grupos de renta (3)	N.º de adultos (20 años o más) (4)	Renta media en cada grupo (5)
A. Renta incluyendo las ganancias de capital realizadas				
			Sobre toda la población adulta	
Top 10%	33.802 €	Top 10-5%	32.224.000	18.653 €
Top 5%	46.030 €	Top 5-1%	1.611.200	38.853 €
Top 1%	96.370 €	Top 1-0,5%	1.288.960	62.031 €
Top 0,5%	136.626 €	Top 0,5-0,1%	161.120	113.061 €
Top 0,1%	358.076 €	Top 0,1-0,01%	128.896	199.372 €
Top 0,01%	1.565.701 €	Top 0,01%	29.002	630.674 €
			3.222	4.191.987 €
B. Renta excluyendo las ganancias de capital realizadas				
Top 10%	32.817 €	Top 10-5%	1.611.200	37.721 €
Top 5%	43.706 €	Top 5-1%	1.288.960	57.575 €
Top 1%	85.344 €	Top 1-0,5%	161.120	95.315 €
Top 0,5%	108.356 €	Top 0,5-0,1%	128.896	148.158 €
Top 0,1%	227.780 €	Top 0,1-0,01%	29.002	333.702 €
Top 0,01%	754.417 €	Top 0,01%	3.222	1.821.670 €

PANEL B
UMBRALES Y RENTAS MEDIAS EN LOS GRUPOS CON MAYORES RENTAS EN 2010

Percentil (1)	Umbral de renta (2)	Grupos de renta (3)	N.º de adultos (20 años o más) (4)	Renta media en cada grupo (5)
A. Renta incluyendo las ganancias de capital realizadas				
			Sobre toda la población adulta	
Top 10%	32.725 €	Top 10-5%	33.690.000	17.436 €
Top 5%	43.652 €	Top 5-1%	1.684.500	37.399 €
Top 1%	83.879 €	Top 1-0,5%	1.347.600	56.635 €
Top 0,5%	109.580 €	Top 0,5-0,1%	168.450	94.274 €
Top 0,1%	228.743 €	Top 0,1-0,01%	134.760	140.121 €
Top 0,01%	774.498 €	Top 0,01%	30.321	353.829 €
			3.369	1.800.958 €
B. Renta excluyendo las ganancias de capital realizadas				
Top 10%	32.290 €	Top 10-5%	1.684.500	36.902 €
Top 5%	42.912 €	Top 5-1%	1.347.600	55.466 €
Top 1%	81.520 €	Top 1-0,5%	168.450	90.918 €
Top 0,5%	104.706 €	Top 0,5-0,1%	134.760	132.645 €
Top 0,1%	210.974 €	Top 0,1-0,01%	30.321	317.739 €
Top 0,01%	647.573 €	Top 0,01%	3.369	1.394.373 €

Notas:

Los cálculos se basan en las estadísticas de las declaraciones de impuestos y las cuentas nacionales.

La renta se define como la renta bruta anual registrada en las declaraciones de impuestos incluyendo las ganancias de capital y antes de impuestos pero neta de las contribuciones sociales (de empleadores y empleados).

Las cantidades se expresan en euros constantes de 2010.

La columna (2) presenta el umbral de renta correspondiente a cada grupo de la distribución de la columna (1). Por ejemplo, en 2010, se requería una renta anual de al menos 32.725 euros (incluyendo ganancias de capital) para pertenecer al *top 10%*.

de 4.191.987 euros (incluyendo ganancias de capital realizadas).

El problema de la evasión impositiva. Desde el retorno a la democracia, España ha ampliado con éxito el Impuesto sobre la Renta, que ahora abarca una gran parte de los perceptores de ingresos. España utiliza las retenciones en la fuente tanto sobre los salarios como sobre las pensiones y muchos de los pagos de servicios, e impone a terceros pagadores la obligación de informar sobre la mayoría de los tipos de ingresos (por ejemplo, intereses y dividendos), lo que hace difícil evadir impuestos sobre las rentas pagadas a través de grandes empresas o instituciones financieras, a menos que exista connivencia entre pagador y perceptor para evadir (5). En consecuencia, y como ocurre en la mayoría de los países de la OCDE, la evasión de impuestos se concentra entre los autónomos y las pequeñas empresas no constituidas como sociedad, especialmente en la economía sumergida, donde no se emplea contabilidad formal ni verificable. La información procedente del impuesto sobre el patrimonio funciona como un mecanismo de verificación cruzado con el impuesto sobre la renta en el caso de los activos financieros. Sorprendentemente, tal y como Alvaredo y Saez (2009 y 2010) muestran, los titulares de los patrimonios más elevados declaran sustancialmente más patrimonio para efectos fiscales que el que informan a la primera encuesta financiera de los hogares elaborada por el Banco de España para el año 2002, aunque la composición de la riqueza es muy similar en ambas fuentes de datos.

Escándalos públicos e investigaciones oficiales también revelan la existencia de maniobras, tanto legales como ilegales, entre los individuos de más altas rentas

con el fin de evitar el impuesto. Aun cuando se espera que la evasión en la decila superior de la distribución sea relativamente modesta, los ricos poseen tanto incentivos como acceso a tecnologías para reorganizar y redefinir *legalmente* sus flujos de ingresos y su acervo patrimonial con el fin de eludir parte de su responsabilidad fiscal. Esto claramente sesga nuestras estimaciones hacia la baja cuando dicha manipulación transfiere ingresos desde la base imponible del impuesto sobre la renta a la del impuesto sobre sociedades o a paraísos fiscales. Cabe señalar que rentas y patrimonios exentos, que, como se discute también en Alvaredo y Saez (2009 y 2010), erosionan ostensiblemente la recaudación impositiva (muchas veces de manera distorsiva), deben informarse en las de-

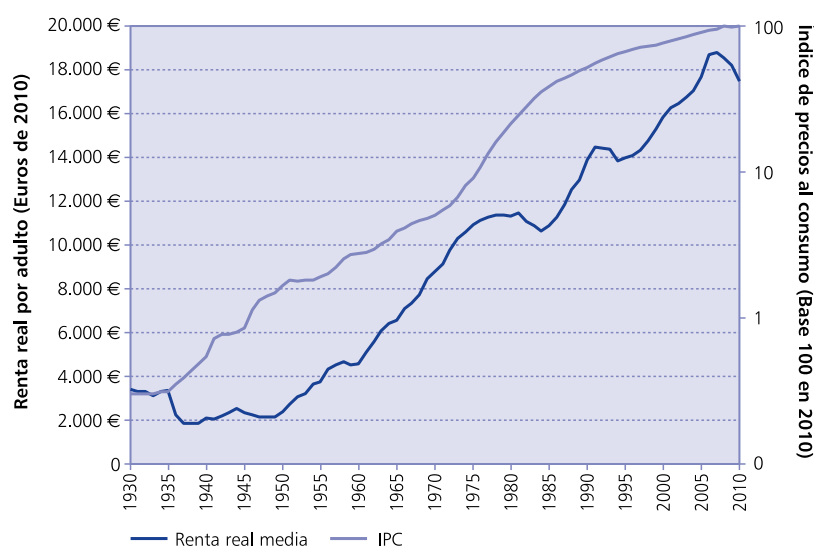
claraciones. Por otra parte, si las tasas de evasión son relativamente constantes en el tiempo, entonces nuestras series proporcionan una descripción fiable de la *dinámica* de la concentración de la renta.

III. LAS RENTAS ALTAS EN ESPAÑA

1. Participación en la renta de los percentiles superiores

El gráfico 1 muestra la renta media por adulto, que se usa como denominador en las estimaciones de las participaciones de las rentas más altas en el ingreso total, junto con el índice de precios para el periodo 1932 a 2010. El ingreso medio por adulto en el año 2010 es de unos

GRÁFICO 1
RENTA REAL MEDIA E ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMO EN ESPAÑA, 1930-2010 (*)



Notas:

(*) El gráfico muestra la renta real media por adulto (de 20 o más años) expresada en euros de 2010. El IPC es igual a 100 en 2010.

Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y *The World Top Incomes Database*.

17.500 euros. La renta media se calcula a partir de las cuentas nacionales y, por tanto, es en gran medida independiente de las estadísticas de impuestos, por lo que no está sesgada por la evasión o la elusión. Las rentas medias son relativamente bajas (en comparación, por ejemplo, con la renta media de los perceptores de ingreso), ya que incluyen un gran número de adultos inactivos (como las mujeres que no trabajan o los estudiantes) junto con individuos con rentas muy pequeñas o sin ingresos que dependen de los ingresos de otros miembros de la familia.

El gráfico 2 muestra la participación del *top 0,01%* en la renta desde 1933 a 2010. El quiebre entre 1971 y 1981 denota el cambio desde el antiguo Impuesto

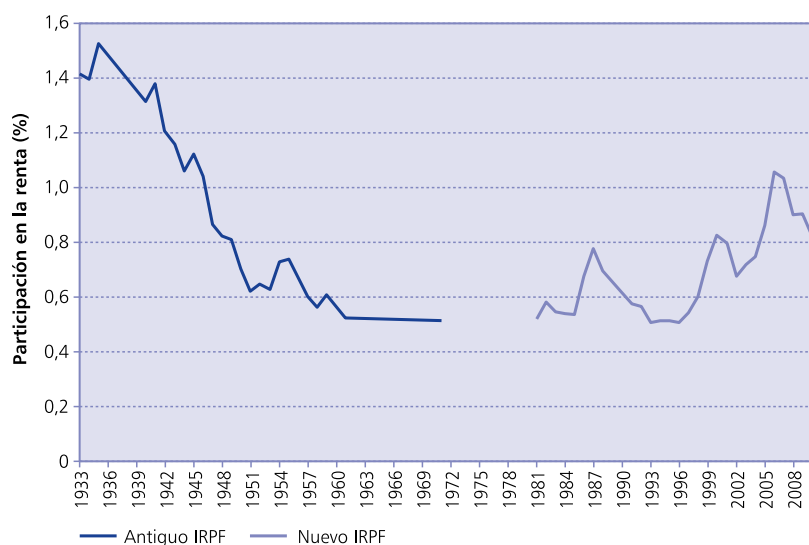
sobre la Renta hacia el nuevo IRPF (para los años intermedios no hay observaciones disponibles). Cuatro importantes conclusiones surgen de este gráfico (y, de nuevo, estos resultados se argumentan en mayor detalle en Alvaredo y Saez, 2010).

En primer lugar, el nivel de concentración de la renta alcanzó sus máximos en la década de 1930. El *top 0,01%* poseía en 1935 alrededor del 1,5 por 100 de la renta, casi el doble que en 2010. Este fenómeno no es asombroso, ya que España era un país con una renta media baja y una elevada concentración de la riqueza y, en particular, de la propiedad de la tierra (6). Las estadísticas publicadas permiten observar la composición de la renta del total de los contribu-

yentes en el año 1941 (alrededor del 0,03 por 100 de los adultos): el 20 por 100 de sus ingresos provenía de rendimientos de bienes inmuebles (alquileres), el 35 por 100 de la rentabilidad de los activos financieros, el 25 por 100 de negocios no agrícolas, el 5 por 100 de los ingresos de explotaciones agrícolas, y cerca de un 15 por 100 de salarios. Esto sugiere que, al inicio del régimen franquista, solo una minoría dentro de los individuos de más altas rentas eran terratenientes pasivos con ingresos principales procedentes de alquileres (la imagen de la aristocracia agraria de los «Grandes de España», concentrados principalmente en las zonas central y sur del país). Los más ricos (en términos de renta) eran también propietarios de activos financieros y de negocios no agrícolas.

En segundo lugar, las estadísticas del antiguo Impuesto sobre la Renta muestran una intensa disminución en la participación del *top 0,01%*, que pasó del 1,4 por 100 de la renta en 1941 a un 0,6 por 100 en los primeros años de los cincuenta, durante la primera década de la dictadura de Franco. En tercer lugar, la concentración de la renta permaneció relativamente estable en torno al 0,6 por 100 desde 1953 a 1971, lo que sugiere que el intenso crecimiento económico que comenzó en los cincuenta no supuso un cambio significativo en los niveles de concentración. Es interesante notar que la participación en la renta del *top 0,01%* medido con las estadísticas del nuevo IRPF en los primeros años de los ochenta es muy similar al nivel de 1971. Suponiendo una vez más un nivel constante de cumplimiento de 1971 a 1981, esto sugiere que la transición de la dictadura a la democracia no estuvo asociada con un cambio significativo en las rentas más altas.

GRÁFICO 2
PARTICIPACIÓN EN LA RENTA *TOP 0,01%* DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA 1933-2010



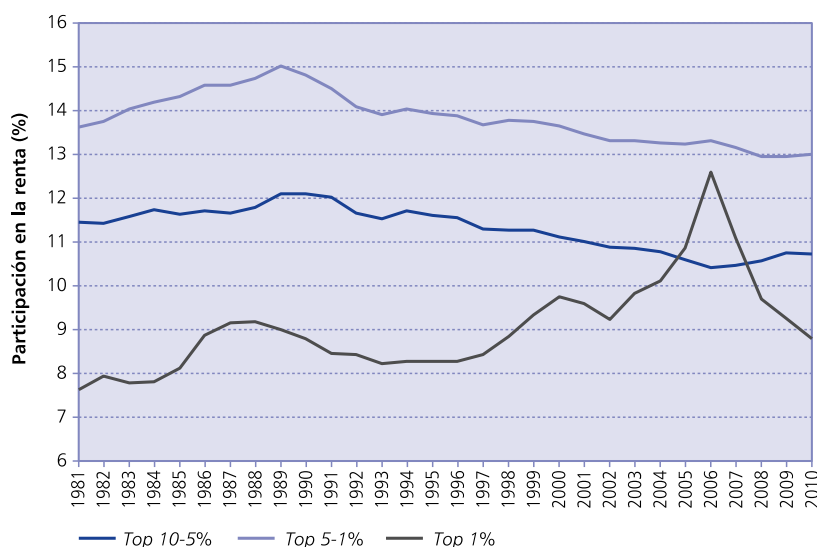
Notas:
De 1933 a 1971, las estimaciones se basan en las estadísticas del antiguo impuesto sobre la renta.
De 1981 a 2010, las estimaciones se basan en la renta excluyendo las ganancias de capital (por homogeneidad con el antiguo Impuesto sobre la Renta).
Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y *The World Top Incomes Database*.

Nuestros resultados muestran una llamativa asimetría: la conmoción de la guerra civil y la posterior deficiente gestión económica en los años cuarenta destruyó la economía y redujo drásticamente la concentración. Sin embargo, el rápido crecimiento económico posterior a 1950 no estuvo acompañado de un resurgimiento de la concentración de la renta. Estos resultados están en consonancia con los encontrados en otros países (véase Atkinson y Piketty, 2007 y 2010), y sugerirían que son los *shocks* intensos pero aleatorios, y no los procesos de crecimiento económico, los principales factores que influyen en las rentas más elevadas. En el caso de España, es concebible que el bajo nivel de concentración de la renta desde la década de 1950 contribuyera a la estabilidad y permanencia del régimen franquista.

Por último, el gráfico 2 muestra que hay fluctuaciones marcadas en la concentración de las rentas más altas desde 1981, con fuertes aumentos a finales de los ochenta, desde finales de los noventa y a mediados de los años 2000. Así, la participación del *top 0,01%* en el ingreso fue en 2006 la más alta desde 1945. Por su parte, la crisis económica actual ha revertido parcialmente esa situación en los últimos tres años, 2008-2010.

El gráfico 3 muestra la evolución de la participación en la renta de tres grupos dentro de la decila superior: el *top 10-5%* (es decir, la mitad inferior de la decila 10), el *top 5-1%* (el siguiente 4 por 100) y el *top 1%*. A diferencia del gráfico 2, aquí se incluyen las ganancias de capital realizadas. Las rentas de cada grupo han evolucionado de forma marcadamente diferente: el *top 1%* aumentó su participación de manera muy significativa, pasando

GRÁFICO 3
PARTICIPACIÓN DEL TOP 10-5%, TOP 5-1% Y TOP 1%
EN LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1981-2010



Nota: La renta incluye ganancias de capital.
Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y The World Top Incomes Database.

del 7,7 por 100 en 1981 al 12,6 por 100 en 2006, para luego caer al 8,8 por 100 en 2010, siguiendo los acontecimientos de la crisis económica. Por el contrario, la participación del *top 10-5%* y del *top 5-1%* ha disminuido ligeramente de 1981 a 2010, con pequeñas fluctuaciones a lo largo del periodo.

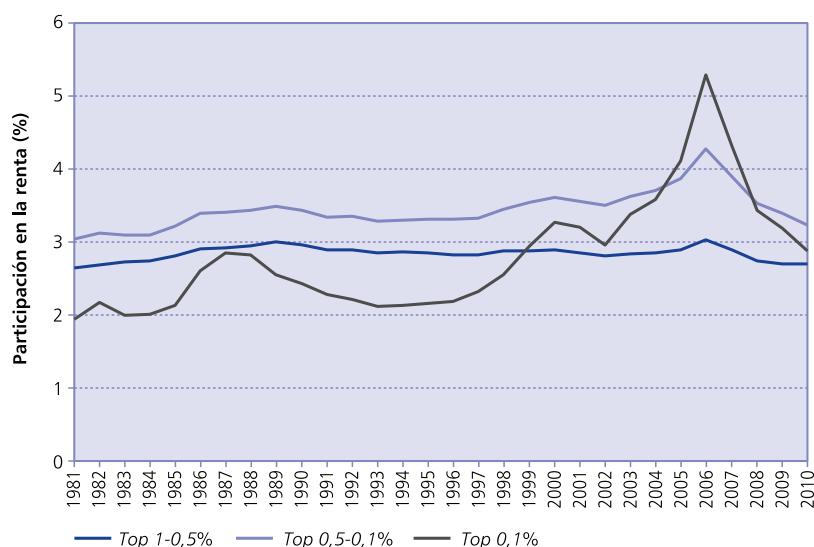
El gráfico 4 ilustra este fenómeno de concentración en más detalle, mediante la participación en la renta de tres grupos dentro del *top 1%*: el *top 1-0,5%*, el *top 0,5-0,1%* y el *top 0,1%*. Es interesante notar que la participación del *top 1-0,5%* prácticamente no ha variado, sino que se ha mantenido estable, ligeramente por debajo del 3 por 100. Por lo tanto, el aumento en la concentración de la renta que tuvo lugar en España desde 1981 hasta el comienzo de la crisis actual se ha concentrado

en el *top 0,5%* y, más precisamente, en el *top 0,1%* más rico en términos de ingreso, cuya participación aumentó ostensiblemente, al pasar del 2 por 100 de la renta en 1981 al 5,3 por 100 en 2006.

Para comprender los mecanismos que subyacen a este aumento en la concentración de la renta en la parte superior de la distribución, y a la caída en los últimos años, es necesario analizar la composición de las rentas más altas. El gráfico 5 muestra la participación del *top 0,1%*, que se ha más que duplicado desde 1981 a 2006. El gráfico permite entender que esto se debió únicamente a dos componentes: las ganancias de capital realizadas y, en menor medida, los altos salarios. Los otros dos componentes, los beneficios empresariales y las rentas del capital, han permanecido prácticamente constantes. El gráfico refleja que

GRÁFICO 4

PARTICIPACIÓN DEL TOP 1-0,5%, TOP 0,5-0,1% Y TOP 0,1% DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1981-2010



Nota: La renta incluye ganancias de capital.

Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y The World Top Incomes Database.

los picos de 1987, 2000 y 2006 fueron principalmente un fenómeno atribuible a las ganancias de capital, que siguen de cerca los vaivenes del mercado de valores, como se comprueba en el gráfico 6. Por el contrario, el aumento de la renta salarial ha sido lento pero persistente, en la medida en que se ha producido a lo largo de casi todo el periodo, y más especialmente desde 2007.

2. Las rentas más altas en España y la crisis macroeconómica

El gráfico 5 ha puesto de manifiesto que el estallido de la burbuja inmobiliaria y la caída de la bolsa en el año 2008 afectaron severamente a los más ricos a través de la reducción de las ganancias de capital. En 2010, la participación del top 1% se situó en nive-

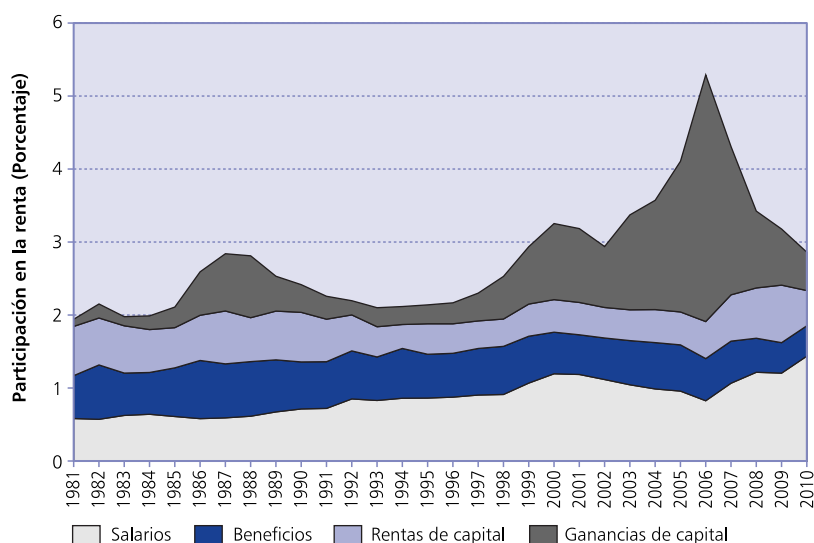
les similares a los de 1998, por debajo del 9 por 100. También es interesante señalar que desde el año 2006 la participación de los salarios en las rentas más elevadas ha aumentado de manera lenta pero sostenida. ¿Es esta caída en la concentración un fenómeno permanente? Esta pregunta es de difícil respuesta, pero la evidencia para Estados Unidos, Canadá y Reino Unido (véase WTID) parece indicar que la disminución de la participación de las rentas altas observada entre 2007 y 2009 ya ha comenzado a revertirse, y es probable que esta recuperación continúe, debido a la mejora en el mercado bursátil (7).

El hecho de que los máximos en la participación de los más ricos en la renta nacional se produjera en vísperas de la crisis no es solo un fenómeno idiosincrático de España. Ha ocurrido lo mismo

en Estados Unidos en 1928 y 2007, y también en otros países en el inicio de la Gran Depresión y de la Gran Recesión, lo que ha llevado a muchos analistas a sugerir que no es una mera coincidencia. Esto no se debe solamente a una correlación con un mercado de valores en auge que contribuye tanto a la subida de las rentas más altas (en particular, por las ganancias de capital) como al aumento de la fragilidad financiera. Atkinson y Morelli (2011) distinguen diferentes hipótesis. En primer lugar, ¿fue el nivel de desigualdad lo que representó un papel causal en la crisis, o fue el aumento de la desigualdad? Ambas hipótesis tienen diferentes implicaciones para el riesgo de futuras crisis. En segundo lugar, ¿fue el comportamiento del top 1% lo que explica la relación crisis-desigualdad, o fueron las acciones del 99% inferior de la distribución, que no compartió dicha prosperidad y se endeudó de manera no sostenible al entender que la caída de sus ingresos era solo un fenómeno temporal? En este último caso, y como se afirma en Atkinson y Morelli (2011), es necesario investigar si la causa fue la caída de las rentas relativas o la caída/estancamiento de las rentas reales. De nuevo, se obtendrían diferentes implicaciones para la probabilidad de futuras crisis económicas.

El comportamiento del 99% inferior de la distribución ha sido el centro de atención de una serie de estudios que han argumentado que el aumento de la desigualdad y el estancamiento de las rentas impulsó el endeudamiento de los hogares, lo que finalmente contribuyó directamente a crear un sistema financiero más frágil y más vulnerable a los shocks (véanse, por ejemplo, Kumhof y Ranciere, 2010; Rajan, 2010; Bertrand y Morse, 2012; y tam-

GRÁFICO 5
PARTICIPACIÓN DEL TOP 0,1% DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA
Y SU COMPOSICIÓN EN ESPAÑA, 1981-2010



Nota: El gráfico muestra la participación del top 1% de la distribución, dividida en cuatro componentes: salarios (incluyendo pensiones), beneficios y rentas profesionales, rentas del capital (intereses, dividendos y alquileres), y ganancias de capital. Por ejemplo, en 1981, el 0,1 por 100 de ingresos más altos tenía el 1,95 por 100 de la renta total. De ese 1,95 por 100, el 0,55 por 100 procedía de salarios, el 0,6 por 100 de beneficios empresariales, el 0,7 por 100 de rentas de capital y el 0,1 por 100 de ganancias de capital.

Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y *The World Top Incomes Database*.

bién Azzimonti *et al.*, 2012, para un argumento similar a través de la acumulación de deuda pública). Sin embargo, otros autores han argumentado, sobre la base de evidencia histórica, que el auge del crédito y el endeudamiento puede ocurrir en cualquier momento sin presentar una relación sistemática con la desigualdad (véase Bordo y Meisner, 2012). Análogamente, en Reino Unido, por ejemplo, la deuda de los consumidores creció rápidamente en el decenio de 1980 sin que condujera a una crisis financiera sistémica.

El comportamiento del top 1% de la distribución ha sido el centro de una serie de teorías que sostienen que el crecimiento del sector de servicios financieros ha impulsado el aumento de la desi-

gualdad. El sector financiero ha atraído a trabajadores muy calificados con salarios y beneficios elevados, y este desarrollo ha impulsado las burbujas en el precio de los activos (Cahuc y Challe, 2012). Se ha producido un cambio en las prácticas que establecen las remuneraciones, que se han vuelto más dependientes del volumen de ventas, de manera que los bancos se han comportado como maximizadores de ventas más que como maximizadores de los beneficios para el accionista. En este caso, el aumento de la desigualdad es lo relevante, pero la conexión es de coincidencia, no de causalidad.

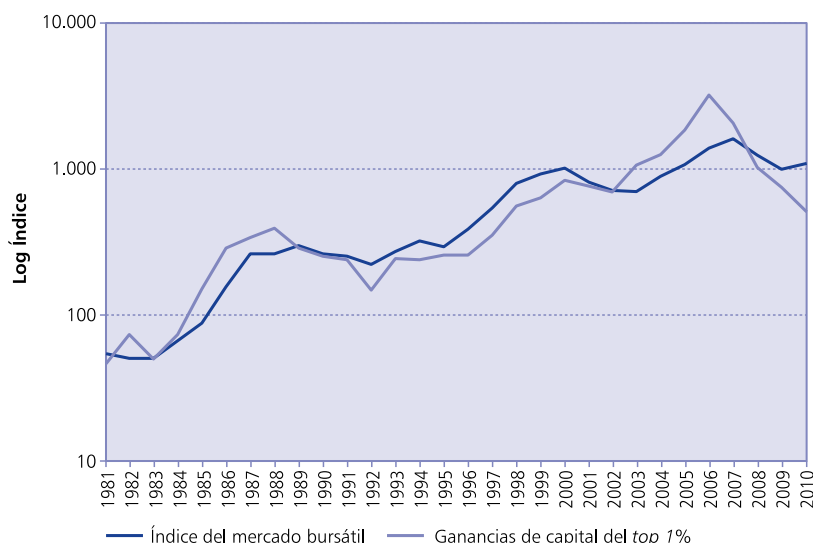
Desde una perspectiva global, la evidencia empírica presentada en la WTID muestra que existen

diferencias importantes entre países. Ha habido un aumento limitado de la desigualdad en Europa, si se lo compara con la experiencia de Estados Unidos y el resto de los países de habla inglesa; de todas maneras, el sistema financiero global se ha hecho claramente más frágil. El ascenso de la globalización financiera y el crecimiento exponencial del patrimonio del sector bancario se han producido prácticamente en todas partes y parecen guardar poca relación con el aumento de la desigualdad. Los sistemas financieros modernos son muy frágiles y pueden fallar por sí mismos, incluso sin un aumento de la desigualdad. Como se muestra en la sección V, el incremento de la desigualdad en España ha sido limitado cuando se le observa en perspectiva internacional. Además, como se expone en la sección IV, el auge de la vivienda tuvo un efecto igualador en la distribución de la riqueza en la etapa de crecimiento de los precios.

3. Las rentas más altas en España y la respuesta fiscal a la crisis

En el año 2012 el gobierno aprobó un severo ajuste fiscal que se ubicaría entre 15.000 y 25.000 millones de euros (las cifras definitivas parecen no estar claras aún, y podrían ser más altas que las que mencionamos), que afectó principalmente a las familias de rentas bajas y medias a través de reducciones en salarios, pensiones, asistencia social, servicios de sanidad y educación. Es interesante exponer algunas cifras con el fin de obtener una clara idea de las magnitudes principales a las que hacemos referencia cuando nos referimos a las rentas más altas, y estudiarlas en la perspectiva de los recortes en el gasto público ensayados para enfrentar la crisis.

GRÁFICO 6
ÍNDICE DE LA BOLSA DE MADRID Y GANANCIAS DE CAPITAL DEL TOP 0,1% DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN ESPAÑA, 1981-2010



Notas:

Para cada año, el índice bursátil registra la media entre el valor más alto y el más bajo. Las ganancias de capital del top 1% más rico es la cantidad real de las ganancias de capital que declaran estos contribuyentes.

En el eje vertical se muestra el logaritmo tanto del índice como de las ganancias de capital.

Fuentes: Índice de la Bolsa de Madrid de la base de datos Globalfinance; Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y *The World Top Incomes Database*.

Durante los diez años anteriores a la crisis actual, 1999-2008, el top 1% (unas 300.000 personas) recibió en ingresos antes de impuestos el equivalente a un año de la renta de todos los hogares españoles (como se la define en este trabajo), es decir, 610.000 millones de euros (precios de 2010). Desde una perspectiva diferente, en el mismo periodo, el top 1% acumuló, *solo en concepto de ganancias de capital realizadas*, el equivalente a un tercio del stock de deuda pública del año 2008, es decir, 125.000 millones de euros (precios de 2010).

Dos elementos deben mencionarse. En primer lugar, durante esa década, la mayoría de las rentas del capital y las ganancias de capital estuvieron sujetas a una

tasa impositiva mucho menor que aquella que enfrentaron los salarios y los beneficios empresariales (por debajo del 20 por 100, e incluso cero por ciento en algunos casos); estas diferencias en el tratamiento impositivo se mantienen hoy (las tasas han aumentado recientemente, pero más sobre salarios y beneficios). En segundo lugar, si tomamos como valor aproximado del ajuste fiscal un monto de 20.000 millones de euros, esta cifra es equivalente a la recaudación adicional que el gobierno podría haber obtenido, en ausencia de cambios de comportamiento (*behavioral responses*) con una tasa impositiva complementaria del 3,3 por 100 sobre el top 1% de las rentas más elevadas a lo largo de la década.

Incluso si la bonanza en las rentas más altas no hubiese sido la responsable de la crisis financiera, parece justificado que se les pida que contribuyan para reparar la situación. La pregunta clave es: ¿cuánto se debería gravar a las rentas más altas? Utilizando la teoría estándar de imposición óptima, y las relativamente moderadas elasticidades de la oferta de trabajo que se ofrece en la literatura empírica, Diamond y Saez (2011) han argumentado que la tasa impositiva que maximiza la recaudación sería superior al 50 por 100. Utilizando valores medios de los parámetros donde la respuesta de los contribuyentes de rentas más altas a recortes de la tasa impositiva se debe en parte a un incremento en la captación de rentas y en parte a un incremento en el trabajo productivo, Piketty, Saez y Stantcheva (2011) establecen que la tasa impositiva máxima podría llegar a ser del 83 por 100 (en contraposición al 57 por 100 en el modelo puro de oferta).

Deben señalarse dos cuestiones centrales. En primer lugar, ambos resultados se refieren al nivel de imposición total, acumulados todos los impuestos, y no solo a la tarifa del impuesto sobre la renta. En segundo lugar, se aplican estrictamente a la imposición de las rentas laborales, y no de las rentas totales. Las tasas más bajas sobre las rentas de capital y las ganancias de capital se han explicado de diferentes maneras. Suele argumentarse que se desalienta el ahorro cuando se gravan las rentas procedentes de inversiones como si fueran ingresos ordinarios, según surge de los resultados de modelos teóricos sobre imposición óptima. También existe el miedo a la fuga de capitales o la competencia fiscal. Como argumenta Krugman (2012), estas explicaciones en torno a la eficiencia de la asignación inter-

temporal de los recursos están todavía sujetas a controversia; por una parte, supuestos más realistas en modelos teóricos pueden justificar tasas impositivas más altas sobre el capital (Piketty y Saez, 2012); por otra parte, un tratamiento privilegiado a las rentas y las ganancias de capital crea incentivos para manipular ingresos y capturar rentas, lo que podría comportar un elevado coste de eficiencia.

IV. CONCENTRACIÓN Y COMPOSICIÓN DE LA RIQUEZA

Con el fin de arrojar luz sobre el componente de las rentas del capital en la evolución de la concentración de la renta, en esta sección se estudia la concentración de la riqueza. El gráfico 7

muestra la evolución del patrimonio medio (patrimonio neto total de los hogares dividido por el número total de adultos de 20 años o más) y su composición desde 1982 a 2007. Estos datos de riqueza media proceden exclusivamente de las cuentas nacionales y, por tanto, son totalmente independientes de las estadísticas del impuesto sobre el patrimonio.

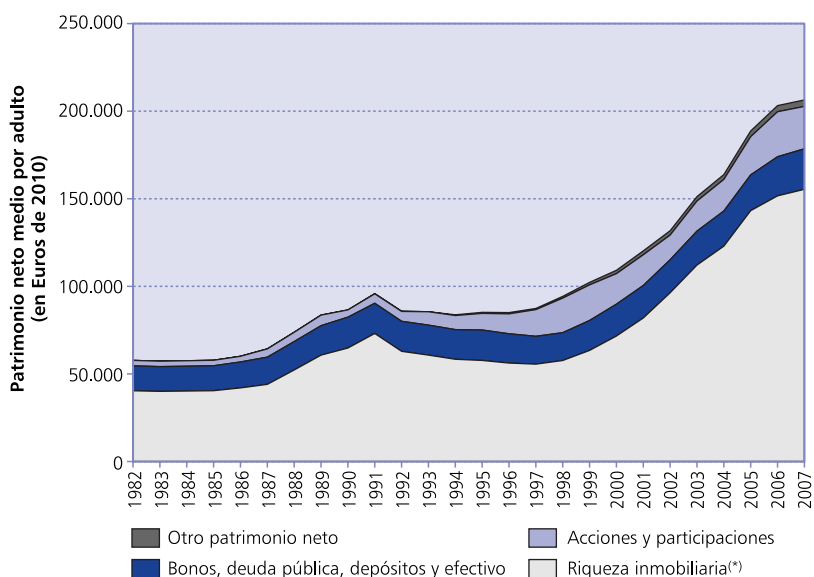
Tres elementos deben tenerse en cuenta. En primer lugar, la riqueza aumentó muy rápidamente durante ese periodo, mucho más que la renta media: la riqueza media en 2007 es cuatro veces mayor que en 1982, mientras que la renta media en 2007 es únicamente 1,7 veces más alta que en 1982. En segundo lugar, el patrimonio inmobiliario supone una parte extraordinariamente eleva-

da de la riqueza total, ya que representa en torno al 80 por 100. En tercer lugar y relacionado con el punto anterior, el crecimiento en la riqueza media ha estado impulsado principalmente por el aumento de precio de las propiedades inmobiliarias y, en menor grado, por el aumento de los precios de las acciones. En cambio, el resto de los activos ha crecido poco durante el periodo.

El gráfico 8 muestra la composición de la riqueza para distintos grupos dentro del *top 1%* de la distribución en los años 1982 y 2006. Como es esperable, la participación de la riqueza inmobiliaria es decreciente con el nivel de riqueza, y la participación de las acciones es creciente. Es de destacar que el patrimonio inmobiliario representa más del 60 por 100 de la riqueza en el *top 1-0,5%*. Por lo tanto, solo los muy ricos mantienen una parte importante de su patrimonio en activos distintos de los inmobiliarios. Los patrones en 1982 y 2006 son similares, pero el peso relativo de las acciones es superior en 2006, un año con elevados precios bursátiles.

Estos patrones de la composición de la riqueza sugieren que la caída en el precio de los inmuebles ocurrido luego del estallido de la burbuja inmobiliaria afecta relativamente menos a los muy ricos y, por lo tanto, podría haber incrementado sensiblemente la concentración del patrimonio desde el comienzo de la crisis, siempre que su efecto haya sido mayor que el de la caída en el mercado bursátil. El efecto resultante de la crisis sobre la distribución de la riqueza es una cuestión empírica que se podrá aclarar en cuanto se disponga de datos del impuesto sobre el patrimonio para los años 2011 y 2012.

GRÁFICO 7
RIQUEZA MEDIA Y COMPOSICIÓN, 1982-2007

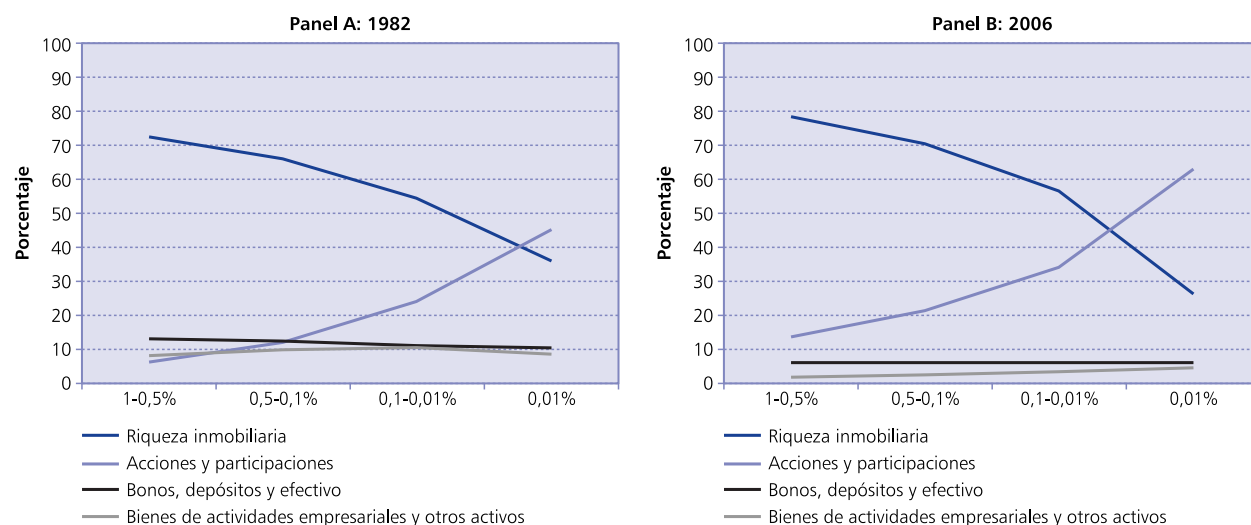


Nota: (*) La riqueza inmobiliaria neta se define como el total de patrimonio inmobiliario menos deudas hipotecarias.

Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010, actualizados) y The World Top Incomes Database.

GRÁFICO 8

COMPOSICIÓN DEL PATRIMONIO DEL TOP 1% DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RIQUEZA EN 1982 Y 2006



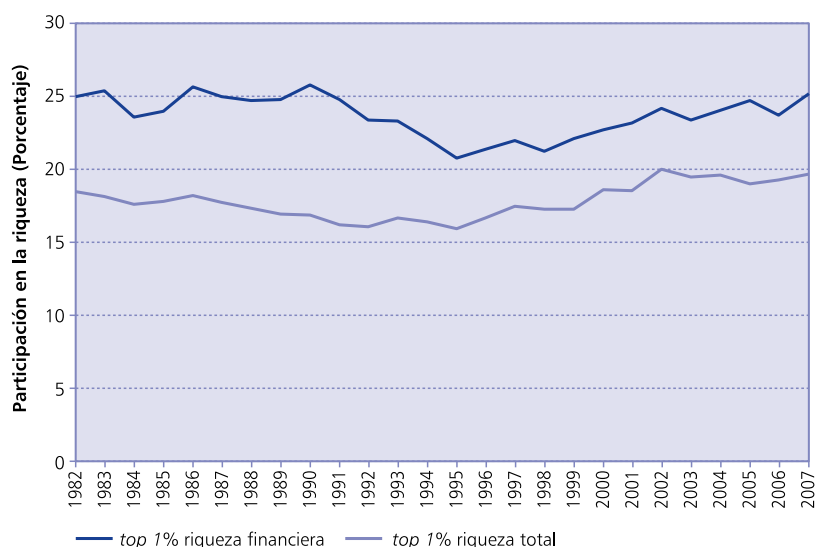
Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y The World Top Incomes Database.

El gráfico 9 muestra la participación del top 1% en la riqueza total (patrimonio neto incluyendo la riqueza inmobiliaria) y en la riqueza financiera (patrimonio neto excluyendo la riqueza inmobiliaria y las deudas hipotecarias). No es sorprendente que la participación en la riqueza financiera sea superior, porque la riqueza financiera está más concentrada que la riqueza inmobiliaria. La participación del top 1% en la riqueza financiera es estable en torno al 25 por 100 de 1982 a 1990, disminuye de 1990 a 1995 y, a continuación, aumenta de nuevo a alrededor de 25 por 100 en 2007. Por su parte, la participación del top 1% en la riqueza total pasa de un 19 por 100 en 1982 al 16 por 100 en 1992 y, a continuación, aumenta a casi el 20 por 100 en 2007.

El gráfico 10 muestra la composición de riqueza del top 0,1% desde 1982 hasta 2007. En contraste con el top 1%, la participa-

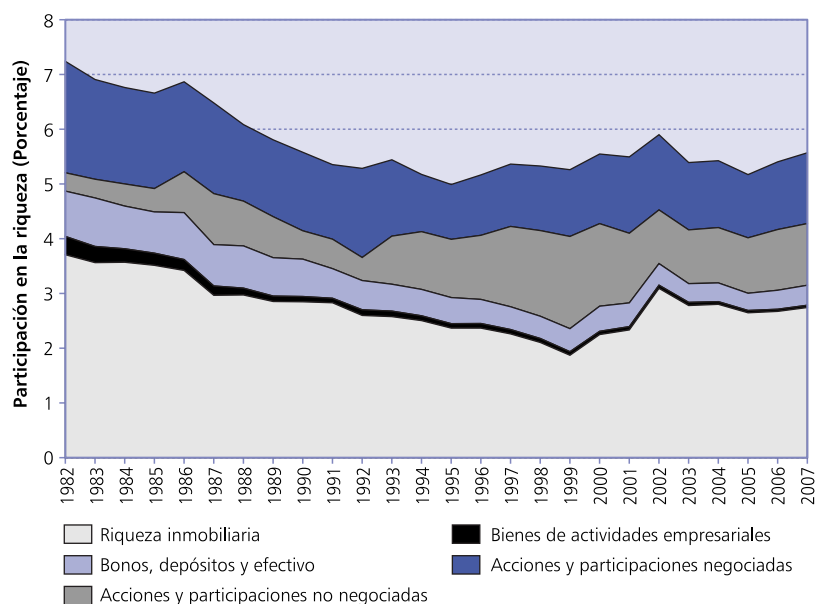
GRÁFICO 9

PARTICIPACIÓN DEL TOP 1% EN LA RIQUEZA TOTAL EN ESPAÑA, 1982-2007



Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y series actualizadas.

GRÁFICO 10

PARTICIPACIÓN DEL TOP 0,1% EN LA RIQUEZA TOTAL Y COMPOSICIÓN DEL PATRIMONIO EN ESPAÑA, 1982-2007

Fuentes: Alvaredo y Saez (2009 y 2010) y series actualizadas.

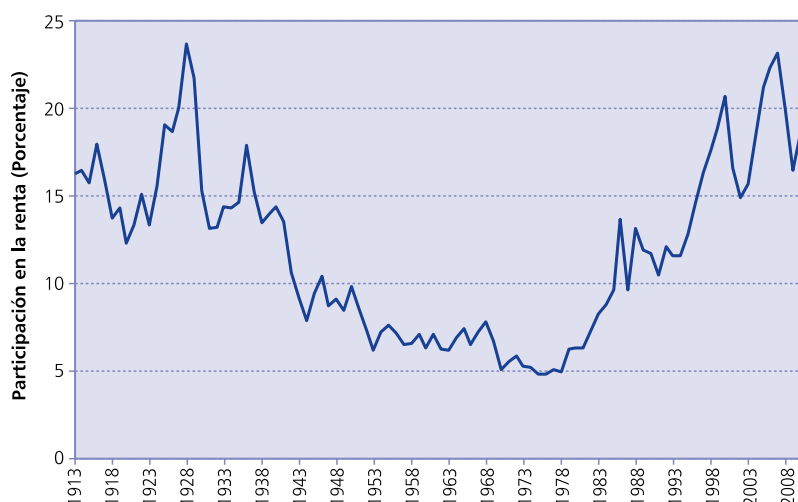
ción en la riqueza del *top 0,1%* ha disminuido considerablemente, pasando de más del 7 por 100 en 1982 a menos del 5,5 por 100 en 2007. Por lo tanto, en la parte más alta de la distribución de la riqueza, el aumento de los precios del mercado bursátil durante los años 1990 y 2000 hasta la presente crisis no fue suficiente como para compensar el aumento de los precios de los bienes inmobiliarios, que benefició a la parte superior, pero no a la muy superior. Como se ha indicado anteriormente, la actual crisis bien podría haber cambiado este patrón.

V. LAS RENTAS ALTAS EN COMPARACIÓN INTERNACIONAL: DINÁMICA RECIENTE

La WTID es un proyecto colectivo. Aquí se resumen los hallazgos

más importantes, que son el resultado del esfuerzo de muchos investigadores. El gráfico 11 es la versión actualizada de lo que es probablemente el resultado más espectacular de la WTID, que consiste en una forma de U muy pronunciada de la evolución de la participación del *top 1%* en la renta en Estados Unidos entre 1913 y 2011 (Piketty y Saez, 2003; serie actualizada para 2011). La historia es ahora conocida: la participación del *top 1%* era ligeramente inferior al 25 por 100 en el inicio de la Gran Depresión en 1929, disminuyó drásticamente durante los años treinta y la Segunda Guerra Mundial, y se estabilizó por debajo del 10 por 100 en la segunda posguerra. Desde finales de los setenta y principios de los ochenta, ha aumentado gradualmente, y antes de la reciente crisis, en 2007, el *top 1%* recibía casi un cuarto de los ingresos totales antes de impuestos.

GRÁFICO 11

PARTICIPACIÓN DEL TOP 1% EN LA RENTA EN ESTADOS UNIDOS, 1913-2011**Notas:**

La renta incluye las ganancias de capital realizadas y excluye las transferencias públicas.

En 2011, el percentil superior incluía a todas las familias con una renta anual superior a 349.500 dólares.

Fuentes: Piketty y Saez (2003), y *The World Top Incomes Database*, series actualizadas.

Se deben realizar varias observaciones. En primer lugar, como explica Saez (2013), el nuevo hallazgo interesante es que parece improbable que la Gran Recesión haya revertido la tendencia de largo plazo. Hubo una fuerte caída en la participación de las rentas más altas en 2008 y 2009, pero este hecho estuvo seguido por un fuerte repunte en 2010. No se dispone todavía de datos de las declaraciones del impuesto sobre la renta para 2012, pero la evidencia sugiere que este repunte podría haber continuado debido al rápido aumento de los precios en el mercado de valores. Esto sería consistente con la experiencia de la anterior recesión: la participación de las rentas más altas cayó en 2001-2002, pero rápidamente se recuperó y regresó a los niveles previos en el periodo 2003-2007, superándolos ampliamente.

Es oportuno destacar también que las magnitudes son enormes. El *top 1%* ha absorbido por sí solo casi el 60 por 100 del crecimiento de la renta agregada en Estados Unidos entre 1976 y 2007. Más del 15 por 100 de la renta nacional de Estados Unidos se ha desplazado del 90 por 100 inferior de la distribución al 10 por 100 superior durante las últimas tres décadas; pero fue realmente el 1 por 100 más rico (en términos de ingreso) quien obtuvo la ganancia. La crisis no ha cambiado este escenario de largo plazo. Como Emmanuel Saez (2013) explica, «entre 2009 y 2011, la renta media real por familia creció modestamente un 1,7 por 100, pero las ganancias fueron muy desiguales. El *top 1%* aumentó sus rentas en un 11,2 por 100, mientras que el 99 por 100 restante redujo su renta en un 0,4 por 100. Por lo tanto, el *top 1%* ha capturado el 121 por 100 del aumento de la renta experimentado en los

dos primeros años de la recuperación».

Estados Unidos no es el único país donde ocurre esto. Ha habido una marcada tendencia al alza de la concentración de la renta en otros países anglosajones. El panel A del gráfico 12, que presenta la participación del *top 1%* en la renta en Australia, Canadá, Reino Unido y Estados Unidos (en este caso se excluyen las ganancias de capital para la comparación entre países). Irlanda y Nueva Zelanda, que no se muestran, siguen el mismo patrón. Todos siguen una marcada pero asimétrica forma de U. Sin embargo, existen diferencias. Los aumentos fueron menos marcados en los otros países. En efecto, entre 1986 y 2007, cuando la renta del *top 1%* duplicó su participación en Estados Unidos, aumentó en un 80 por 100 en Australia y entre un 70-75 por 100 en Canadá y Nueva Zelanda. En Reino Unido los ingresos reales del *top 1%* experimentaron un fuerte crecimiento entre 2002 y 2007 (a una tasa anual del 8 por 100), pero su participación en el crecimiento de la renta real total fue de un tercio, en lugar de los dos tercios de Estados Unidos.

En el continente europeo y Japón la experiencia es distinta, ya que el patrón de desigualdad de largo plazo es mucho más cercano a una forma en L que a una forma en U. El panel B del gráfico 12 incluye a Francia, Alemania, Japón, Suecia, Suiza y España. Por último, el gráfico 13 contrasta la participación del *top 1%* de la renta incluyendo ganancias de capital en España con la de Argentina, Japón, Suecia, Estados Unidos y Colombia en los últimos veinte años.

Los dos últimos gráficos ayudan a situar a España en perspectiva internacional. Por un lado, la

concentración de la renta, excluyendo ganancias de capital, ha permanecido relativamente estable en comparación con la dinámica de las economías anglosajonas durante las tres últimas décadas. Como ya se ha visto anteriormente, las ganancias de capital, que son un elemento mucho más volátil, generaron picos evidentes en 1987, 2000 y 2006.

Por otro lado, la concentración de la renta en España (como en Europa continental) es ostensiblemente menor que en Estados Unidos y América Latina, y mayor que en los países nórdicos. Concretamente, en el año 2010, la participación del *top 1%* en la renta (incluyendo ganancias de capital) fue más del doble en Colombia (20,4 por 100) y en Estados Unidos (19,9 por 100) que en España (8,8 por 100) o Japón (10,4 por 100), que se situaron por encima de Suecia (6,9 por 100). El aumento de la desigualdad entre 1981 y 2007 ha sido ostensiblemente menor al experimentado en los países de habla inglesa.

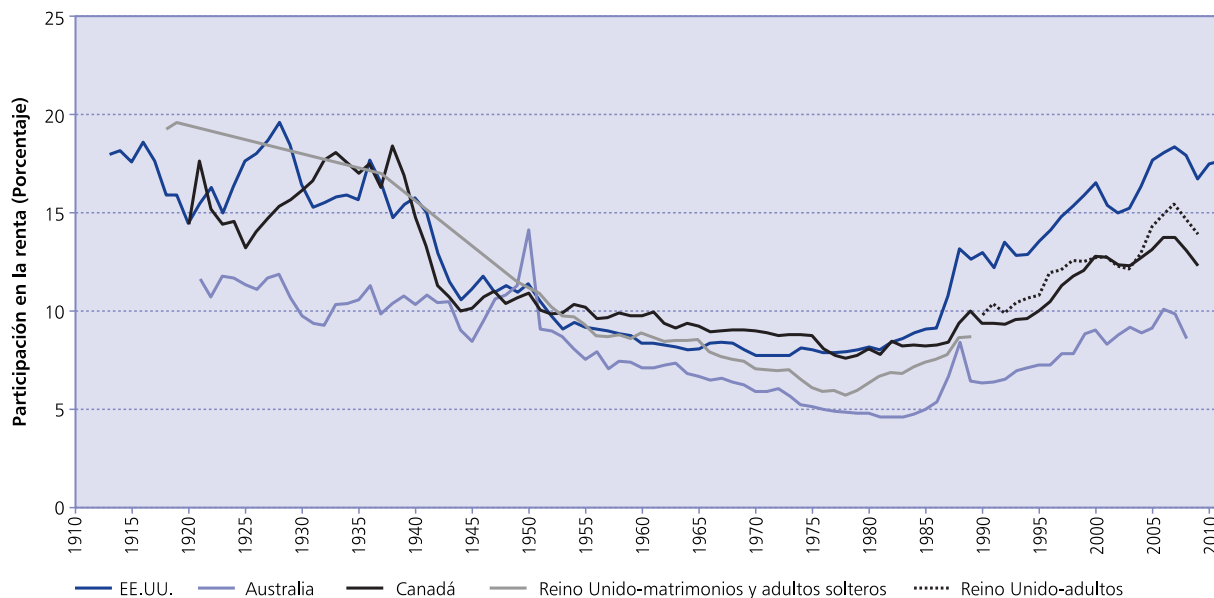
En definitiva, la experiencia española es más próxima a la de los países de Europa continental que a la de los países anglosajones.

VI. CONCLUSIONES

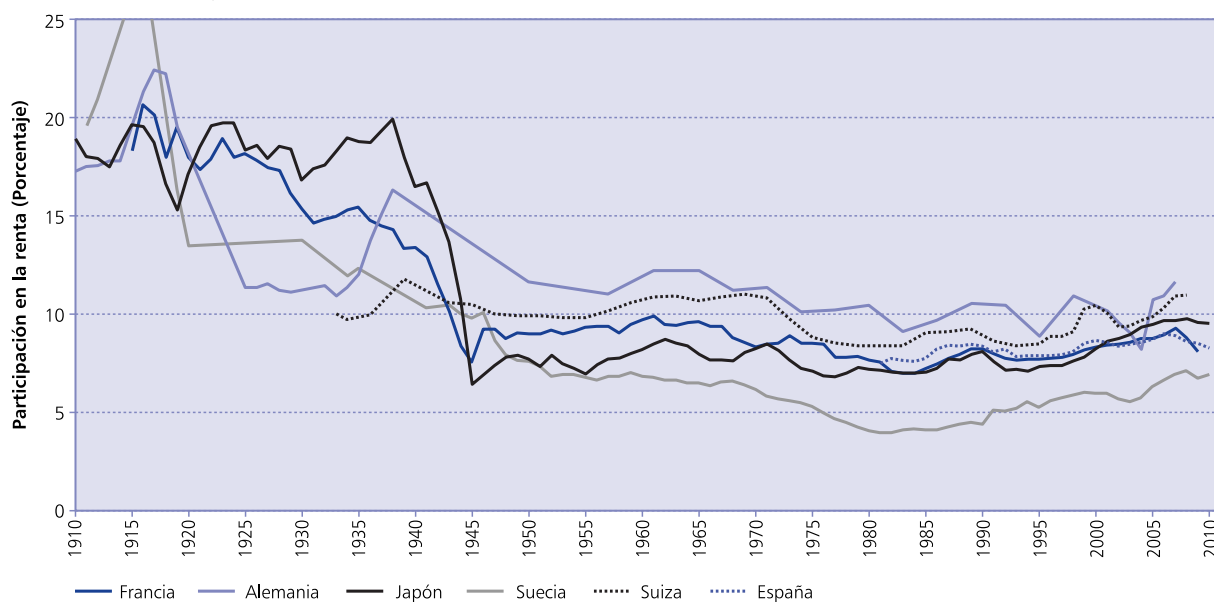
En este breve trabajo se revisó la dinámica de la participación de los altos ingresos en la renta nacional en España desde 1933 hasta 2010, así como la de la distribución de la riqueza desde 1981 hasta 2007. Por una parte, las observaciones que abarcan 1933-2005 se tomaron de un trabajo anterior, Alvaredo y Saez (2009 y 2010); por otra, se presentaron nuevas estimaciones para los años 2006-2010. La participación de los altos ingresos (específicamente el percentil P99.99,

GRÁFICO 12
PARTICIPACIÓN DEL TOP 1% EN LA RENTA EN LOS PAÍSES DE LA OCDE

A) Países anglosajones (forma en U)



B) Europa continental y Japón (forma en L)



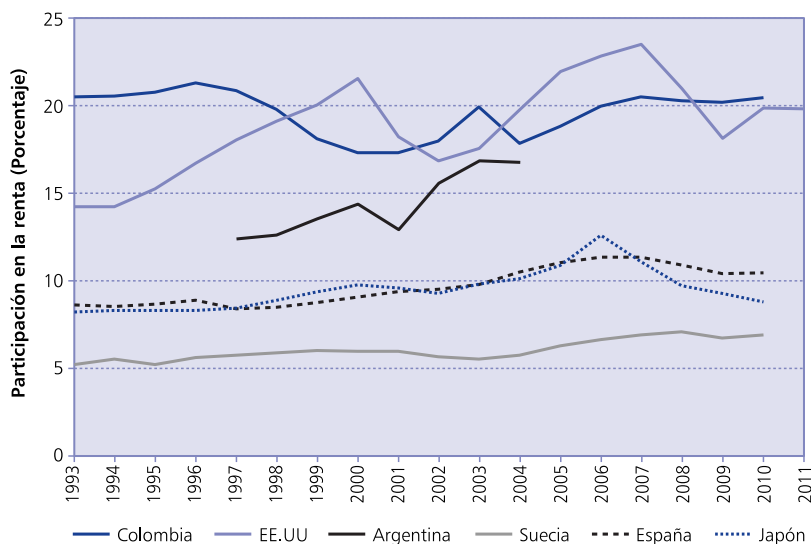
Fuente: *The World Top Incomes Database*.

denotado también *top 0,01%*) alcanzó sus máximos en los años 1930, disminuyó durante la primera década del franquismo y

permaneció relativamente estable hasta el inicio de la década de 1980. Desde mediados de la década de 1990 hasta 2006, la

participación del *top 1%* aumentó un 65 por 100 y la del *top 0,1%* lo hizo en casi un 300 por 100, debido al crecimiento de los

GRÁFICO 13

PARTICIPACIÓN DEL TOP 1% EN LA RENTA EN COLOMBIA, ARGENTINA, JAPÓN, ESPAÑA, SUECIA Y ESTADOS UNIDOS, 1993-2011(*)

Nota: Las estimaciones para Japón, España, Suecia y Estados Unidos incluyen ganancias de capital.
Fuente: The World Top Incomes Database y elaboración propia.

altos salarios pero, sobre todo, a la magnitud de las ganancias de capital. En cambio, el *top 10-1%* disminuyó ligeramente su participación. El derrumbe bursátil y el estallido de la burbuja inmobiliaria desde 2008 han tenido un impacto notable: desde 2007 a 2010 la participación del *top 1%* ha disminuido hacia los valores de 1998, y la caída en las ganancias de capital ha sido parcialmente reemplazada por un aumento de los altos salarios entre los ingresos de los individuos de rentas más altas.

En perspectiva internacional, España muestra un nivel y una dinámica de la concentración de la renta muy similar a la del resto de los países de Europa continental y de Japón, por lo que el aumento de la desigualdad entre 1981 y 2007 fue ostensiblemente menor al experimentado en los países de habla inglesa.

La concentración de la riqueza financiera también se incrementó entre 1995 y 2007 (última observación disponible) debido al aumento en el precio de bonos y acciones, que forman parte, sobre todo, de la cartera de los individuos más ricos. Sin embargo, como la riqueza inmobiliaria está menos concentrada que la riqueza financiera, y debido al *boom* inmobiliario, en el agregado, la participación del *top 1%* en la distribución de la riqueza ha permanecido relativamente constante entre 1982 y 2007.

Estos resultados se basan en las declaraciones de la renta y del patrimonio, y deben leerse teniendo en cuenta la presencia de evasión y elusión impositiva.

NOTAS

(1) La publicación oficial existe desde 1979 para el Impuesto sobre la Renta y des-

de 1981 para el Impuesto sobre el Patrimonio. Sin embargo, la calidad estadística de los datos para los primeros años es deficiente, con evidentes inconsistencias que hacen que los datos no sea utilizables.

(2) Para la Contribución sobre la Renta, desde 1933 a 1935, las estimaciones se basan en toda España; Navarra se excluye a partir de 1937 y Álava desde 1943.

(3) El antiguo Impuesto sobre la Renta se basa en la renta individual de 1933 a 1939, y en la renta familiar de 1940 en adelante. No se corrigen las estimaciones para el periodo 1940-1971 porque, en la parte superior de la distribución, se supone que la renta de los cónyuges sea pequeña en ese periodo en el que muy pocas mujeres casadas trabajaban.

(4) Por ejemplo, en el año 2002, el 10 por 100 de los individuos de rentas más altas (que representan alrededor de un quinto de todos los contribuyentes puesto que solo alrededor de la mitad de los adultos deben declarar) obtuvo el 65 por 100 de las rentas totales de capital registradas en las declaraciones de impuestos. La renta de capital de los hogares informados por las cuentas nacionales es sustancialmente diferente de la registrada en las declaraciones de impuestos, debido a los alquileres imputados de los propietarios, los intereses imputados a titulares de cuentas bancarias, los rendimientos (exentos) sobre los fondos de pensión, etc. Por ello se utilizan las rentas del capital de las declaraciones de impuestos para definir el denominador. Véase, por ejemplo, PARK (2000), para una completa comparación en el caso de Estados Unidos, donde más del 90 por 100 de los adultos presentan declaraciones de impuestos.

(5) Para una exposición de las mejoras en los requerimientos de declaración realizados a terceros en los últimos treinta años, especialmente sobre rentas procedentes de activos financieros, véase CASTILLO LÓPEZ (1992).

(6) Si la evasión de impuestos por parte de los más ricos era mayor en la década de 1930 que en la actualidad, entonces se refuerza este resultado de que la concentración de la renta era mayor en la década de 1930.

(7) El breve texto que sigue en este apartado se basa en ATKINSON y MORELLI (2011) y en un trabajo en curso realizado conjuntamente por F. ALVAREDO, A.B. ATKINSON, T. PIKETTY y E. SAEZ.

BIBLIOGRAFÍA

ALVAREDO, F.; ATKINSON, A.B.; PIKETTY, T., y SAEZ, E. (2013), *The World Top Incomes Database*, <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu>, consultada el 20 de febrero de 2013.

ALVAREDO, F., y SAEZ, E. (2009), «Income and Wealth Concentration in Spain from a Historical and Fiscal Perspective», *Journal of the European Economic Association*, 7(5): 1140-1167.

— (2010), «Income and Wealth Concentration in Spain in a Historical and Fiscal

<p>Perspective», en A. ATKINSON y T. PIKETTY (eds.), <i>Top Incomes over the Twentieth Century: A Global Perspective</i>, Oxford University Press, Oxford, cap. 10.</p> <p>ATKINSON, A.B., y MORELLI, S. (2011), «Economic Crisis and Inequality», UN Human Development Research, Paper 2011/06.</p> <p>ATKINSON, A.B., y PIKETTY, T. (2007), <i>Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast Between European and English Speaking Countries</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>— (2010), <i>Top Incomes: A Global Perspective</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>AZZIMONTI, M.; FRANCISCO, E. DE, y QUADRINI, V. (2012), «Financial Globalization, Inequality, and the Raising of Public Debt», Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper.</p> <p>BERTRAND, M., y MORSE, A. (2012), «Trickle-down consumption», <i>Working Paper</i>.</p> <p>BORDO, M., y MEISSNER, C. (2012), «Does Inequality Lead to a Financial Crisis?», NBER, <i>Working Paper</i>.</p>	<p>CAHUC, P., y CHALLE, E. (2012), «Produce Or Speculate? Asset Bubbles, Occupational Choice, and Efficiency», <i>International Economic Review</i>, vol. 53(4): 1105-1131, November.</p> <p>CASTILLO LÓPEZ, J. (1992), <i>El Fraude Fiscal en España</i>, Editorial Comares, Granada.</p> <p>DIAMOND, P., y SAEZ, E. (2011), «The Case for a Progressive Tax: From Basic Research to Policy Recommendations», <i>Journal of Economic Perspectives</i>, vol 25(4): 165-190.</p> <p>INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES (1973), <i>Informe sobre el Sistema Tributario Español</i>, Madrid.</p> <p>KRUGMAN, P. (2012), «The Dubious Case for Privileging Capital Gains», <i>The New York Times</i>, January 19.</p> <p>KUMHOF, M., y RANCIERE, R. (2010), «Inequality, Leverage and Crises», IMF, <i>Working Paper</i>.</p> <p>KUZNETS, S. (1953), <i>Shares of Upper Income Groups in Income and Savings</i>, National Bureau of Economic Research, Nueva York.</p> <p>PARK, T.S. (2000), «Comparison of BEA Estimates of Personal Income and IRS</p>	<p>Estimates of Adjusted Gross Income», <i>Survey of Current Business</i>, 7-13, November.</p> <p>PIKETTY, T. (2001), <i>Les Hauts Revenus en France au 20ème siècle</i>, Grasset, París, 807 pp.</p> <p>— (2003), «Income inequality in France, 1901-1998», <i>Journal of Political Economy</i>, 111(5): 1004-1042.</p> <p>PIKETTY, T., y SAEZ, E. (2012), «A Theory of Optimal Inheritance Taxation», CEPR, <i>Discussion Paper</i> n.º 9241.</p> <p>— (2003), «Income Inequality in the United States, 1913-1998», <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 118(1): 1-39.</p> <p>PIKETTY, T.; SAEZ, E., y STANTCHEVA, S. (2011), «Optimal Taxation of Top Labor Incomes: A Tale of Three Elasticities», NBER, <i>Working Paper</i> n.º 17616, revisado en octubre de 2012.</p> <p>RAJAN, R. (2010), <i>Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy</i>, Princeton University Press.</p> <p>SAEZ, E. (2013), «Striking it Richer: The Evolution of Top Incomes in the United States (updated with 2011 estimates)», mimeo.</p>
---	--	---

CRISIS ECONÓMICA Y TERRITORIO: EL IMPACTO DE LA CRISIS SOBRE LA DESIGUALDAD DE RENTAS EN LAS DISTINTAS REGIONES ESPAÑOLAS

Jesús PÉREZ MAYO

Universidad de Extremadura

Resumen

En este trabajo se ha analizado el impacto de la crisis sobre las condiciones de vida desde una perspectiva regional. Para ello se estudia la tasa de riesgo de pobreza así como la desigualdad de rentas en cada comunidad autónoma y se descompone la evolución de la tasa de pobreza en el efecto del crecimiento y de la desigualdad. Finalmente, se incorporan también al análisis algunos indicadores alternativos de la dinámica de las condiciones de vida. La principal conclusión que se extrae es que la evolución de los distintos indicadores está ligada fundamentalmente al deterioro del mercado de trabajo español durante este periodo.

Palabras clave: pobreza, territorio, comunidades autónomas, condiciones de vida.

Abstract

The impact of economic crisis on living conditions is analyzed in this paper from a spatial point of view. Regional poverty rates and inequality indices are calculated and changes in poverty rates are decomposed into growth and inequality components. Finally, alternative poverty indicators are included in order to analyze the evolution of household living conditions. The main result is that the evolution of all indicators is strongly linked to the worsening of labour market conditions in Spain between 2007 and 2011.

Key words: poverty, territories, autonomous regions, living conditions.

JEL classification: I31, I32, R5.

I. INTRODUCCIÓN

SIN duda, en un país tan descentralizado como España que está sufriendo una situación de crisis económica como la actual, el análisis detallado de las condiciones de vida de la población cobra especial relevancia. Por una parte, la aprobación de la Constitución en 1978 configuró una organización descentralizada de la Administración. En principio, según la teoría política y económica referente a la descentralización, el nivel de autonomía de los gobiernos regionales permitiría ajustar mejor la acción de cada gobierno, es decir, los bienes y servicios que ofrece, con las preferencias de la población de cada territorio concreto. A pesar de que se han constatado efectos positivos a medida que el tiempo transcurría, algunos problemas sociales y económicos no se resolvieron cuando se incrementaba la cantidad de competencias transferidas desde el gobierno central.

El fenómeno de la distribución territorial de la pobreza en España es una de estas cuestiones. La dispersión y variabilidad de las tasas de pobreza ya estudiadas en los años setenta del siglo pasado configuraban un mapa bastante desequilibrado y la convergencia observada parece deberse más a acciones comunes a todas las regiones que al proceso descentralizador iniciado en esos años.

En relación a la crisis iniciada a finales de 2007, se constata el empeoramiento producido por el deterio-

rio acelerado del mercado de trabajo. La cifra de desempleados ha superado los 5 millones y la destrucción de empleo desde el comienzo de la crisis se ha producido a un ritmo muy rápido con una peculiaridad adicional respecto a periodos anteriores: la elevada tasa de desempleo de las personas de referencia del hogar y el creciente número de hogares donde no se perciben ingresos.

Este panorama, unido a los problemas del sector financiero nacional, así como las medidas de recorte del gasto público para cumplir con los requisitos de déficit y deuda públicos hacen temer que no solo no se reduzcan las distancias en pobreza y desigualdad, sino que los logros en convergencia en renta per cápita, habitualmente enarbolados como signo inequívoco del desarrollo económico español reciente, pueden estar convirtiéndose en retrocesos.

En este trabajo se analiza la combinación de ambas cuestiones con el objeto de determinar o, al menos, presentar el impacto de la recesión sobre las condiciones de vida desde una perspectiva regional. Si en épocas de bonanza algunos investigadores se preguntaban en el título de sus trabajos «por qué no suben todos los botes en el mar cuando sube la marea», el objetivo de este trabajo es preguntarse «qué ocurre con los botes cuando la marea baja».

El diseño de las políticas para la inclusión social o contra la pobreza se beneficia notablemente del

análisis de la concentración espacial de la pobreza. Esto no solo es relevante para las políticas paliativas, sino también para las preventivas mediante el estudio de las causas y procesos de la pobreza y la exclusión en determinados territorios.

Para realizar este trabajo se han seguido las principales opciones metodológicas utilizadas en las estadísticas oficiales. En concreto, el concepto de renta utilizado es el ingreso neto total monetario del hogar (no incluye, por tanto, los salarios en especie o los alquileres imputados) 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 por 100 de la mediana nacional.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección II se describe y analiza la evolución regional de la pobreza y la desigualdad en el periodo 2007-2011. En la sección III se descomponen los cambios de las tasas regionales de pobreza monetaria en un factor debido al crecimiento económico y otro a la desigualdad. En la sección IV se incorporan algunos indicadores alternativos del bienestar o condiciones de vida y, finalmente, en la sección V se enumeran las principales conclusiones del artículo.

II. ¿QUÉ HA PASADO ESTOS AÑOS?

La descripción de lo que está ocurriendo durante la Gran Recesión en España y su efecto sobre la distribución de la renta no es el objetivo de este artículo. No obstante, es interesante describir la evolución regional de la crisis para explorar si existen a priori diferencias significativas que expliquen los resultados observados, sin necesidad de descomponer el impacto por fuentes de renta o grupos demográficos o dividir la evolución de la pobreza en un factor debido al crecimiento económico y otra parte debida a la desigualdad.

Los cuadros n.^{os} 1A y 1B muestran la extraordinaria magnitud de la crisis iniciada en 2007. Los primeros síntomas detectados en la deceleración de 2008, confirmados un año más tarde con una abrupta caída, se encuentran en la mayoría de las regiones con un grado de dispersión relativamente reducido, como muestran las tasas reales de crecimiento. Las escasas disparidades observadas en algunas comunidades autónomas —Extremadura y Navarra duplican la tasa nacional en 2008 o la Comunidad Valenciana presenta una caída del 5,8 por

100 respecto al 3,6 nacional— describen un panorama global que no hace pensar que el inicio de la crisis afectara de manera diferenciada a las regiones y, por tanto, a sus tasas de riesgo de pobreza o índices de desigualdad.

Esta evolución tan negativa para la mayoría de las comunidades autónomas se extiende en el resto del periodo considerado, como muestran los valores regionales del PIB per cápita en el periodo (2008-2011). Se observa cierta recuperación respecto a 2009 que, sin embargo, no permite recuperar la situación existente al inicio de la crisis.

Esta situación descrita aquí brevemente y en mayor detalle en otros artículos de este volumen se conjuga con la tendencia observada en las últimas décadas en la distribución regional de las tasas de pobreza. Para explicar la evolución de las tasas de pobreza nos basaremos en el trabajo publicado por Jurado y Pérez-Mayo en 2010. En él los autores analizan la evolución de la pobreza desde la década de los setenta hasta la actual. Puede comprobarse en este artículo cómo la distribución geográfica de los grupos de regiones según los valores de sus tasas de riesgo de pobreza —es decir, las regiones con mayores/menores tasas de pobreza— son, en general, las mismas a lo largo del tiempo. Por tanto, estamos ante una situación en la que la evolución macro de la economía española no ha roto en periodos anteriores, en los que se han experimentado tanto crisis como expansiones, las tendencias observadas en las economías regionales.

Asimismo, se realiza un análisis de la convergencia regional de las tasas de pobreza entre 1973 y 2008 donde se constata que, más allá de la aparente convergencia que se pueda inferir de la inspección visual de los datos, es muy leve el grado de convergencia regional durante el periodo considerado, sea cual sea el tipo o criterio utilizado para medirla. Para finalizar esta breve ilustración sobre las respuestas anteriores de la distribución regional de las tasas de pobreza a diferentes entornos macroeconómicos, es preciso comentar que en el trabajo analizado se realiza también un análisis de la convergencia por décadas. Los años ochenta se muestran como el periodo en el que las tasas regionales de pobreza se acercaron según todas las medidas de convergencia. No obstante, sería demasiado aventurado afirmar que este proceso fue causado por cambios macroeconómicos en las economías regionales en peor situación relativa al inicio. Otros trabajos como el informe *Growing unequal* de la OCDE (2008) exponen que en el periodo 1985-1995 se

CUADRO N.º 1

A. TASA INTERANUAL REAL DE CRECIMIENTO DEL VAB REGIONAL, 2004-2009

Comunidad autónoma	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Andalucía	3,5	3,4	4,1	3,9	0,8	-3,3
Aragón	2,8	3,2	4,2	4,8	1,1	-3,9
Asturias	2,1	2,9	4,4	3,7	1,3	-4,8
Baleares	2,3	3,2	3,2	3,7	1,5	-3,7
Canarias	2,3	2,8	3,1	3,6	0,5	-4,0
Cantabria	2,8	3,5	4,0	3,9	1,3	-3,5
Castilla y León	2,9	3,0	3,9	4,3	1,1	-2,7
Castilla-La Mancha	3,0	3,0	4,5	5,0	1,7	-3,5
Cataluña	3,2	3,0	3,9	3,6	0,4	-3,6
Comunidad Valenciana	3,0	3,2	4,0	3,5	1,0	-5,8
Extremadura	3,3	3,5	4,2	4,7	2,0	-2,8
Galicia	3,4	3,1	4,3	4,3	1,9	-3,3
Madrid	3,5	4,0	4,3	3,7	1,2	-2,5
Murcia	3,0	4,0	4,3	4,5	1,8	-4,4
Navarra	3,4	3,0	4,1	4,1	2,1	-3,5
País Vasco	3,0	3,6	4,0	3,9	1,6	-4,0
Rioja, La	3,2	3,2	4,2	4,3	1,7	-4,5
ESPAÑA	3,1	3,3	4,1	3,9	1,1	-3,6

Fuente: Eurostat.

B. PIB REGIONAL PER CÁPITA A PRECIOS DE MERCADO (VALOR 2008 = 100)

Comunidad autónoma	2008	2009	2010	2011
Andalucía	100	95,19	94,88	95,74
Aragón	100	94,62	95,46	97,72
Asturias	100	94,76	96,06	98,29
Baleares	100	94,60	94,18	96,03
Canarias	100	94,58	94,42	96,99
Cantabria	100	95,60	96,49	99,39
Castilla y León	100	96,97	99,21	102,72
Castilla-La Mancha	100	94,68	94,06	95,24
Cataluña	100	96,09	96,55	99,29
Comunidad Valenciana	100	92,84	93,30	94,78
Extremadura	100	97,56	98,07	98,90
Galicia	100	96,93	97,96	99,86
Madrid	100	97,22	94,99	96,22
Murcia	100	93,67	93,61	93,95
Navarra	100	95,96	97,51	100,41
País Vasco	100	95,94	97,31	100,97
Rioja, La	100	94,62	95,91	98,95
ESPAÑA	100	95,62	95,65	97,54

Fuente: Contabilidad Regional de España. INE.

redujo fuertemente tanto la pobreza como la desigualdad en España. En consecuencia, la convergencia observada en esa década pudo ser fruto más de la distribución regional de diferentes grupos demográficos que de la evolución macroeconómica regional.

Una vez descritos los antecedentes y el entorno, es lógico preguntarse qué ha ocurrido en este periodo recesivo, si por una parte las magnitudes macroeconómicas a nivel regional han evolucionado de manera similar y, por otra, la convergencia regional

de las tasas de pobreza en periodos anteriores ha sido leve, si no nula. A priori cabría esperar que las posiciones relativas de cada comunidad autónoma sean similares a las observadas en el periodo anterior a la crisis y que no haya valores con comportamientos extraños a lo largo de la crisis.

Encontramos la respuesta en el cuadro n.º 2. Siguen encontrándose los clústers regionales que aparecen en la literatura especializada desde que este tipo de trabajos comenzó en la década de los

ochenta. Así, las regiones que tradicionalmente ocupaban los puestos más altos en el *ranking* (Andalucía, Extremadura, Canarias, Castilla-La Mancha o Murcia) han continuado en esas posiciones en el periodo 2004-2011 cubierto por la *Encuesta de Condiciones de Vida*. Mientras en el otro extremo, la Comunidad Foral de Navarra o el País Vasco presentan los valores más bajos.

Junto a este panorama general de todo el periodo considerado, los datos correspondientes a la fuerte expansión anterior a la crisis muestran que esta evolución de la economía prácticamente no redujo la tasa de pobreza a nivel nacional como han mostrado, entre otros, el VI Informe FOESSA o, más recientemente, Ayala y Cantó (2012) o Ayala, Cantó y Rodríguez (2011). Este comportamiento fue común en la mayoría de las regiones, sin observar casos diferenciados muy separados del conjunto.

En este punto, es relevante recordar que el concepto de pobreza utilizado, siguiendo la definición oficial de pobreza, es un concepto relativo. Por tanto, aunque depende de la evolución macroeconómica, también influye la evolución de la desigualdad y los cambios en la línea de pobreza (60 por 100 de la renta mediana equivalente). Las medidas de pobreza utilizadas pertenecen a la familia de medidas Foster-Greer-Thorbecke (en adelante, FGT) que tienen la siguiente expresión:

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

donde α representa el grado de aversión a la pobreza, z es la línea de pobreza, e y_i la renta del individuo i . En este trabajo se va a usar fundamentalmente el valor de $\alpha = 0$. En este caso, el indicador mide la extensión o incidencia de la pobreza y es el porcentaje de personas cuya renta equivalente se sitúa bajo el umbral. Cuando toma el valor 1, el indicador mide la intensidad de la pobreza, como veremos más tarde.

Es preciso hacer este comentario metodológico porque un lector que no lo tuviera presente podría creer *a priori* que la magnitud de la crisis, junto a la falta de recuperación —ya que el cuadro n.º 1B muestra cómo los valores de PIB regional de 2011 no alcanzan los del primer año de la crisis, 2008—, y al espectacular crecimiento de la tasa de desempleo provocarían un fuerte aumento de la tasa de riesgo de pobreza en la mayor parte de las regiones. Es decir, viendo la información de los cuadros n.ºs 1A y 1B, esperaría que la recesión incrementara la tasa de pobreza en las regiones ricas y acentuara el problema en las comunidades autónomas que año tras año encabezaban el *ranking* con los valores más elevados.

Sin embargo, los datos del cuadro n.º 2 no confirman esa idea. En primer lugar, al inicio de la crisis

CUADRO N.º 2

TASAS REGIONALES DE POBREZA, 2004-2011

Comunidad Autónoma	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Andalucía	31,1	27,7	29,7	29,2	28,9	29,3	30,1	31,7
Aragón	12,5	16,2	12,9	14,0	13,3	12,7	13,6	16,6
Asturias	12,6	15,2	13,2	13,8	12,5	12,8	12,3	9,9
Baleares	15,2	16,8	11,5	16,0	13,8	17,3	20,6	18,5
Canarias	24,1	28,5	28,3	26,8	24,8	27,5	31,1	33,8
Cantabria	11,9	14,9	13,3	13,6	12,0	13,9	17,2	20,3
Castilla y León	25,1	25,5	24,7	22,6	20,4	19,2	21,0	23,5
C.-La Mancha	29,4	29,6	29,3	28,1	28,0	27,4	27,8	31,7
Cataluña	12,5	12,7	12,1	13,4	12,8	12,9	15,3	16,6
C. Valenciana	19,6	20,0	17,1	16,3	20,2	17,3	20,1	19,0
Extremadura	37,0	34,6	38,6	39,3	38,4	36,2	38,2	31,9
Galicia	21,2	19,7	23,2	20,9	21,0	19,1	16,8	18,8
Madrid	9,5	12,0	12,9	13,3	14,5	13,6	13,6	15,9
Murcia	24,5	24,7	26,4	25,4	25,0	28,6	29,2	26,4
Navarra	12,7	9,9	9,8	6,3	6,5	7,4	7,3	8,8
País Vasco	11,2	9,5	9,8	11,6	8,5	9,4	11,6	10,8
Rioja, La	18,5	19,6	20,2	19,4	19,3	22,7	20,5	24,4
ESPAÑA	19,9	19,8	19,9	19,7	19,6	19,5	20,7	21,8

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

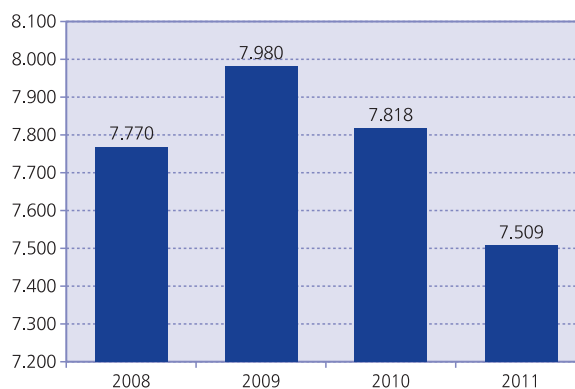
no todas las regiones vieron aumentar sus tasas de riesgo de pobreza, como puede comprobarse al comparar en dicho cuadro las columnas correspondientes a los años 2008 (donde se usa la renta total de 2007) y 2009 (donde se usa la renta total de 2008). Parece ser la persistencia de la crisis, una vez que se recibe el fuerte impacto de la caída de la economía en 2009, un motivo más relevante para la mayor incidencia de la pobreza tanto en toda España como en la mayoría de las comunidades autónomas.

Otro hecho que contrasta con la intuición antes expuesta es la presencia de varias regiones como Asturias, Baleares, la Comunidad Valenciana, Extremadura, Murcia o el País Vasco, que ven reducirse sus tasas en el año 2011 respecto al año anterior, e incluso dos de ellas, Asturias y Extremadura, presentan tasas en 2011 inferiores a las recogidas al inicio de la crisis.

Estas aparentes mejoras que se observan reflejan que, aunque la situación general no haya mejorado, la caída de la renta mediana por la recesión ha supuesto que un grupo de hogares que antes de la crisis estaban por debajo (aunque cerca) del umbral de pobreza hayan saltado por encima. Este parece ser uno de los principales efectos de la crisis sobre la tasa de pobreza en la mayoría de las comunidades autónomas: la mejora relativa de grupos poblacionales anteriormente situados justo por debajo del umbral de la pobreza.

En este sentido, los datos del gráfico 1 pueden ser útiles para explicar en parte lo observado en el cuadro n.º 2. Por ejemplo, al reducirse el umbral en casi 300 euros desde 2008 a 2011 (recordemos que para determinar el riesgo de pobreza en 2008 se usó la renta de 2007, último año anterior a la crisis), es previsible que algunos individuos cercanos al umbral de pobreza dejen de estar considerados población en riesgo de pobreza si sus ingresos no han variado, aunque sigan teniendo unas condiciones de vida precarias. Este fenómeno, como muestra la última Nota de Prensa del INE referida a la *Encuesta de Condiciones de Vida* publicada en octubre de 2012, se puede observar en la reducción de la tasa de los mayores de 65 años frente al habitual incremento o, al menos, falta de reducción, observado durante el periodo expansivo, recogido, por ejemplo en el VI Informe Foessa (2008). Mientras que este riesgo aumentaba cuando la economía se expandía debido a la ampliación de la brecha de las prestaciones respecto a los ingresos promedio de la sociedad, la seguridad en la percepción de los ingresos —aunque la cuantía sea reducida—, combinada con el descenso experimentado por el umbral de

GRÁFICO 1
UMBRAL DE POBREZA, 2008-2011
(En euros)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

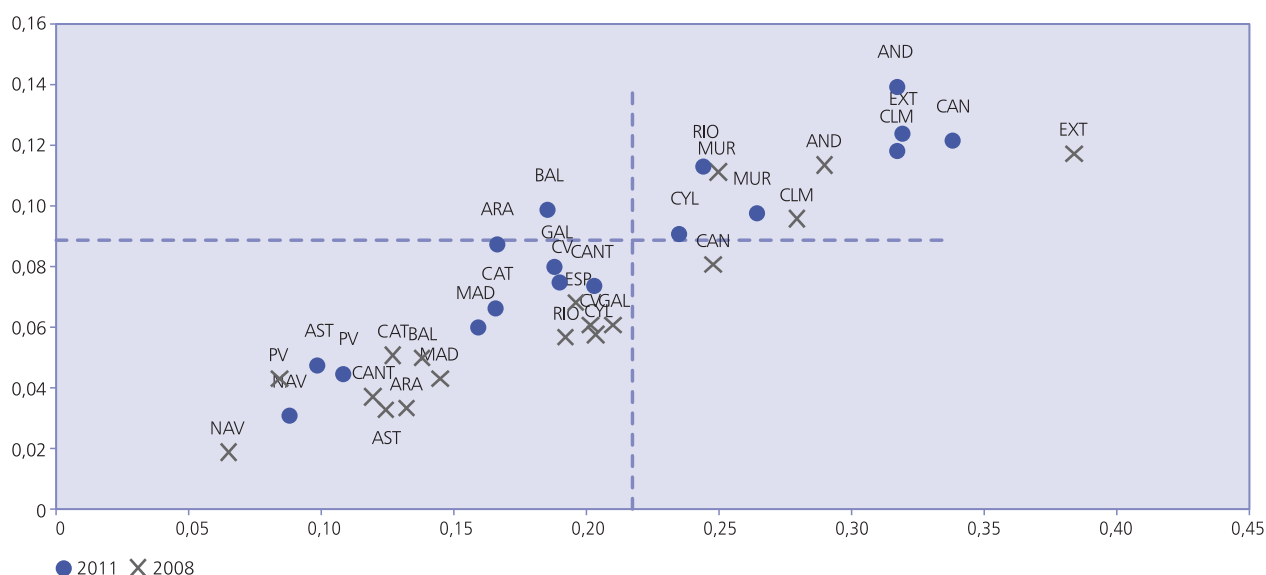
pobreza, ha hecho que se reduzca la tasa de riesgo de pobreza para este colectivo.

Continuando con el análisis de lo ocurrido con la tasa de riesgo de pobreza, es interesante ampliar el objetivo e introducir la intensidad de la pobreza además de la idea manejada hasta ahora, la incidencia o extensión. Es decir, ¿qué ocurre cuando además de determinar cuántos pobres hay, buscamos cómo son de pobres? El indicador de pobreza que usaremos será la medida FGT presentada en la introducción con un valor de $\alpha = 1$. Este índice muestra la media de las cantidades que habría que dar a cada individuo pobre para que alcanzase el umbral de pobreza.

En el gráfico 2 se representa tanto la incidencia como la intensidad de la pobreza en cada una de las comunidades autónomas en los años 2008 y 2011, donde las líneas discontinuas vertical y horizontal recogen, respectivamente, la incidencia y la intensidad observada en el conjunto nacional en 2011. Aunque se observa la fuerte relación, tanto en 2008 como en 2011, entre ambas medidas, no es este el hecho más destacable. Estos datos muestran cómo la intensidad de la pobreza aumentó en casi todas las comunidades autónomas. Es decir, la pobreza es ahora más intensa en este periodo recesivo, incluso en las regiones que en el mismo periodo han visto reducida su incidencia.

La fuerza principal que motiva estos cambios es el comportamiento del mercado de trabajo. No solo

GRÁFICO 2
RELACIÓN ENTRE INCIDENCIA E INTENSIDAD, 2008-2011



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV.

puede verse esta evolución en la dinámica de la tasa de desempleo, que, trimestre tras trimestre, ha crecido exponencialmente en la mayor parte de las comunidades autónomas (1), también es posible observarla en el crecimiento tan destacable del número de hogares donde todos los activos están en paro, medido tanto por las medias anuales de los valores trimestrales como por los datos anuales de la intensidad de trabajo en el hogar.

Además de la evolución del desempleo, la serie anual de *Encuestas de Estructura Salarial* realizada por el Instituto Nacional de Estadística para el periodo 2008-2010 proporciona una información adicional muy interesante para entender la evolución de la desigualdad. Si se mide la desigualdad salarial mediante el cociente entre el cuartil superior y el inferior, puede observarse que en la mayoría de las comunidades autónomas se ha incrementado. Es decir, no solo ha aumentado el desempleo, sino que entre los ocupados aumentan las diferencias.

Por tanto, el empeoramiento relativo ya citado de hogares o individuos no afectados antes por la pobreza viene motivado fundamentalmente por la reducción de ingresos del hogar motivada por la pérdida de empleo de parte o todos los miembros

del hogar y las reducciones salariales de aquellos miembros ocupados. Recordemos que la definición de riesgo de pobreza utiliza y reparte la renta total percibida en el hogar entre todos sus miembros. Por ejemplo, un hogar formado por una pareja y dos hijos puede caer bajo el umbral si uno de los miembros de la pareja se queda sin empleo o sufre una reducción salarial.

Por último, las comparaciones entre regiones se ven influidas por la relevancia de la desigualdad interregional e intrarregional. Recordemos que la línea de referencia utilizada en los datos oficiales y en este trabajo se calcula respecto a la mediana nacional.

Si el valor de la tasa de riesgo de pobreza de una región se debe fundamentalmente a la brecha respecto de la renta mediana o media nacional (desigualdad interregional) y no al grado de desigualdad interno (desigualdad intrarregional), un periodo de crisis general que afecte a todas las regiones y reduzca la renta media nacional puede producir el efecto de que su situación relativa mejore, no porque mejore la región, sino porque empeoran los demás. Por el contrario, si la desigualdad afecta a la tasa regional de riesgo de pobreza a través de la desigualdad intrarregional y la distancia respecto al

CUADRO N.º 3

**DESIGUALDAD REGIONAL DE LA RENTA, 2008-2011
(ÍNDICE DE GINI)**

Comunidad autónoma	2008	2009	2010	2011
Andalucía	0,3291	0,3355	0,3611	0,3733
Aragón	0,2717	0,3007	0,2798	0,3103
Asturias	0,2603	0,2926	0,2848	0,2966
Baleares	0,2907	0,3268	0,3430	0,3340
Canarias	0,3038	0,3558	0,3274	0,3832
Cantabria	0,2570	0,2816	0,3155	0,3185
Castilla y León	0,2969	0,3101	0,3322	0,3347
C.-La Mancha	0,3279	0,3364	0,3487	0,3627
Cataluña	0,2940	0,2943	0,3165	0,3107
C. Valenciana	0,3037	0,2960	0,3548	0,3160
Extremadura	0,3232	0,3437	0,3561	0,3588
Galicia	0,2761	0,2897	0,3123	0,3193
Madrid	0,3149	0,3208	0,3168	0,3229
Murcia	0,3043	0,3294	0,3509	0,3010
Navarra	0,2503	0,2652	0,2708	0,2818
País Vasco	0,2707	0,2751	0,3002	0,3016
Rioja, La	0,2709	0,2930	0,3142	0,3439
ESPAÑA	0,3120	0,3213	0,3386	0,3398

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

CUADRO N.º 4

**TASAS REGIONALES DE POBREZA, 2008-2011
(Con umbral regional)**

Comunidad autónoma	2008	2009	2010	2011
Andalucía	19,36	20,45	20,21	21,58
Aragón	18,80	18,96	18,39	21,24
Asturias	13,78	15,13	14,69	16,20
Baleares	16,88	22,30	23,10	21,84
Canarias	16,33	19,95	22,38	23,83
Cantabria	14,38	19,95	17,76	23,28
Castilla y León	20,22	17,59	21,66	22,85
C.-La Mancha	20,17	22,06	22,91	21,27
Cataluña	16,58	18,34	19,74	19,15
C. Valenciana	19,08	17,50	19,02	18,02
Extremadura	15,44	16,84	21,13	19,30
Galicia	19,04	15,11	16,93	17,81
Madrid	20,19	22,18	18,18	22,25
Murcia	22,85	21,45	23,34	19,19
Navarra	14,26	17,51	16,26	15,87
País Vasco	15,25	18,13	20,31	21,64
Rioja, La	19,59	23,27	25,14	24,46
ESPAÑA	19,63	19,45	20,80	21,73

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

promedio nacional es prácticamente nula, el mismo proceso recesivo provocaría un empeoramiento de la tasa de riesgo de pobreza regional.

Para este artículo se ha realizado este análisis a partir de los microdatos de las *Encuestas de Condiciones de Vida* correspondientes a 2008 y 2011 —es decir, los últimos datos de renta antes de la crisis y los más recientes a disposición del público—. Esta descomposición de los índices de desigualdad entre diferencias regionales y desigualdad intrarregional muestra que son más importantes las disparidades interregionales que las cuestiones internas de cada comunidad autónoma (2).

En este caso, recordemos que el fuerte impacto de la crisis sobre el mercado de trabajo se ha notado de manera más acusada en aquellas regiones donde las rentas procedentes del mercado tienen un papel más importante en las fuentes de ingresos de los hogares. Por lo tanto, si en algunas regiones esta fuente de renta tiene una importancia menor porque hay una mayor dependencia del sector público vía remuneraciones o vía prestaciones, se produce un mayor alejamiento del promedio nacional cuando la economía crece y un mantenimiento del nivel de vida cuando llega la recesión.

Una manera alternativa de mostrar la importancia de las desigualdades interregionales en el riesgo

de pobreza regional consiste en calcular el umbral en cada comunidad en función de la renta mediana regional en lugar de aplicar de manera general el umbral nacional. En este caso (cuadro n.º 4), al utilizar 17 umbrales distintos se elimina el efecto de las disparidades regionales, ya que la desigualdad interna es la que determina la distancia al umbral regional.

Puede observarse un vuelco espectacular del *ranking* donde las regiones más pobres con el umbral nacional presentan ahora valores más reducidos y viceversa, con lo que se confirma el resultado antes obtenido de desigualdad interregional relevante. Por tanto, es preciso tener en cuenta estas diferencias entre regiones a la hora de valorar y analizar los resultados obtenidos anteriormente.

En resumen, parece comprobarse la importancia de las diferencias de renta interregionales así como el papel que la desigualdad está teniendo en la evolución de la tasa de riesgo de pobreza.

III. POBREZA, CRECIMIENTO Y DESIGUALDAD: UNA DESCOMPOSICIÓN

En el estudio de la evolución de la tasa de riesgo de pobreza a lo largo del tiempo, sobre todo si se ha producido un cambio tan profundo del escenario

económico, es preciso delimitar en qué medida los cambios observados en la pobreza a lo largo del tiempo se deben a la evolución de la renta o a la dinámica de la desigualdad.

Para realizar este análisis se sigue el procedimiento propuesto por Datt y Ravallion (1992) e implementado en el módulo *dfgtgr* del programa DASP v. 2.2 para Stata. El desarrollo matemático del procedimiento se recoge en el apéndice de este artículo.

Según Datt y Ravallion (1992), el cambio en un índice de pobreza al pasar de un periodo t_1 a otro t_2 puede descomponerse en un componente relativo al crecimiento y otro correspondiente a la redistribución. Por tanto, se va a analizar el efecto de estos componentes sobre la incidencia de la pobreza, FGT(0).

Finalmente, para poder aplicar esta nueva descomposición al trabajo en cualquiera de sus formas, es necesario utilizar una única línea de pobreza en ambos periodos. En este caso, puesto que se usa 2008 como periodo de referencia, se toma la línea de pobreza nacional de este año como criterio. Se deflactan (3) las rentas de los microdatos de 2010 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 2011 —rentas de 2010— a rentas reales de 2007 y se comparan las situaciones de 2011 y 2008 con la misma línea de pobreza.

El resultado para toda España (cuadro n.º 5) de la descomposición de las tasas de pobreza monetaria muestra, en primer lugar, que las diferencias observadas en términos nominales lo son aún más en términos reales. Además, el cuadro n.º 5 contiene información interesante al analizar las descomposiciones. Tanto en el enfoque Datt-Ravallion como en Shapley, los componentes «crecimiento» y «desigualdad» son significativos y tienen signos positivos. 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.

No obstante, el efecto predominante, como cabría esperar, es el del componente «crecimiento». En concreto, se estima que la evolución de la economía —en este caso, la tendencia recesiva— ha provocado alrededor de dos tercios de la diferencia

CUADRO N.º 5

**DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO DE POBREZA MONETARIA,
2011-2008**

	Estimaciones
2008	0,1859*
2011	0,2508*
Diferencia: (d2-d1)	0,0649*
<i>Método Datt-Ravallion: periodo de referencia 2008</i>	
Crecimiento.....	0,0454*
Desigualdad	0,0199*
Residuo	-0,0004
<i>Método Shapley</i>	
Crecimiento.....	0,0452*
Desigualdad	0,0197*

Nota: * = significativo al 5 por 100.

Fuente: DASP v. 2.2.

observada en la tasa de riesgo de pobreza o pobreza monetaria frente a un tercio causado por la variación de la desigualdad. Este resultado se mantiene con independencia del método utilizado para lograr la descomposición.

Cuando se analiza de manera desagregada la descomposición por comunidades autónomas (cuadro n.º 6), 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 12 de las 17 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. Como se ha observado en el apartado anterior, vendría fundamentalmente vía mercado de trabajo, bien por el desempleo, bien por la moderación salarial.

Como casos diferentes destacan Extremadura, Castilla y León y el País Vasco, donde la desigualdad se muestra como la razón que explica la evolución de la pobreza monetaria, ya que en estas regiones habría aumentado aunque se hubiese mantenido la renta media. Asimismo, es llamativo el caso de La Rioja. El crecimiento de la pobreza monetaria y de

CUADRO N.º 6

DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO DE POBREZA MONETARIA POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS, 2011-2008

	AND	ARA	AST	BAL	CAN	CANT	CYL	CLM	CAT	CV	EXT	GAL	MAD	MUR	NAV	PV	RIO
2008	0,261	0,131	0,098	0,128	0,257	0,089	0,173	0,253	0,143	0,209	0,344	0,195	0,146	0,202	0,057	0,072	0,148
2011	0,376	0,184	0,120	0,213	0,328	0,253	0,255	0,339	0,183	0,246	0,341	0,206	0,182	0,264	0,101	0,129	0,266
Diferencia: (d2-d1) ..	0,114*	0,054*	0,022	0,056*	0,071	0,146*	0,081*	0,086*	0,039*	0,037*	-0,002	0,011	0,036*	0,063*	0,044	0,057*	0,119*
<i>Método Datt-Ravaillon: periodo de referencia 2008</i>																	
Crecimiento	0,054*	0,053*	-0,001	0,025	0,006	0,059*	0,013*	0,065*	0,031*	0,033*	-0,030	0,023*	0,041*	0,036*	0,019*	-0,002	0,047
Desigualdad	0,058*	0,033	0,032	0,045	0,069	0,092*	0,079*	0,028	0,008	-0,022	0,029	-0,006	-0,002	0,023	0,035	0,059*	0,053*
Residuo	0,002	-0,033	-0,009	0,016	-0,003	0,013	-0,010	-0,007	0,001	0,027	-0,001	-0,006	-0,002	0,004	-0,011	-0,002	0,019
<i>Método Shapley</i>																	
Crecimiento	0,055*	0,037*	-0,005	0,033*	0,004	0,065*	0,008	0,062*	0,031*	0,046*	-0,031	0,020*	0,040*	0,037*	0,014*	-0,002	0,056*
Desigualdad	0,059*	0,016	0,028	0,053	0,067	0,098*	0,074*	0,024	0,008	-0,009	0,028*	-0,009	-0,003	0,025	0,030	0,059*	0,063*

Nota: * = significativo al 5 por 100.

Fuente: DASP v. 2.2.

la desigualdad en esta región, ya sorprendente en los cuadros n.ºs 2 y 3, es mucho más señalado cuando se revisa la información recogida en el cuadro número 6: es la única región, junto a Andalucía y Cantabria, en la que el incremento de la pobreza monetaria es fruto tanto de la evolución de la economía como de la variación de la desigualdad.

IV. ANÁLISIS REGIONAL DE LAS CONDICIONES DE VIDA: OTRAS MEDIDAS

El análisis realizado en este artículo —centrado hasta este punto en la componente monetaria de las condiciones de vida— se completa con la inclusión de indicadores alternativos que van más allá de lo estrictamente monetario. Podemos encontrarnos personas u hogares cuya renta supera el umbral, pero no pueden hacer frente a un conjunto de necesidades consideradas básicas por la sociedad o están excluidos del mercado laboral.

La Unión Europea propone un indicador en la Estrategia Europa 2020 de relevante utilidad para lograr este objetivo: la tasa de riesgo de pobreza y exclusión social, conocida también como tasa AROPE (a partir de las siglas del nombre en inglés *At Risk Of Poverty and Exclusion*).

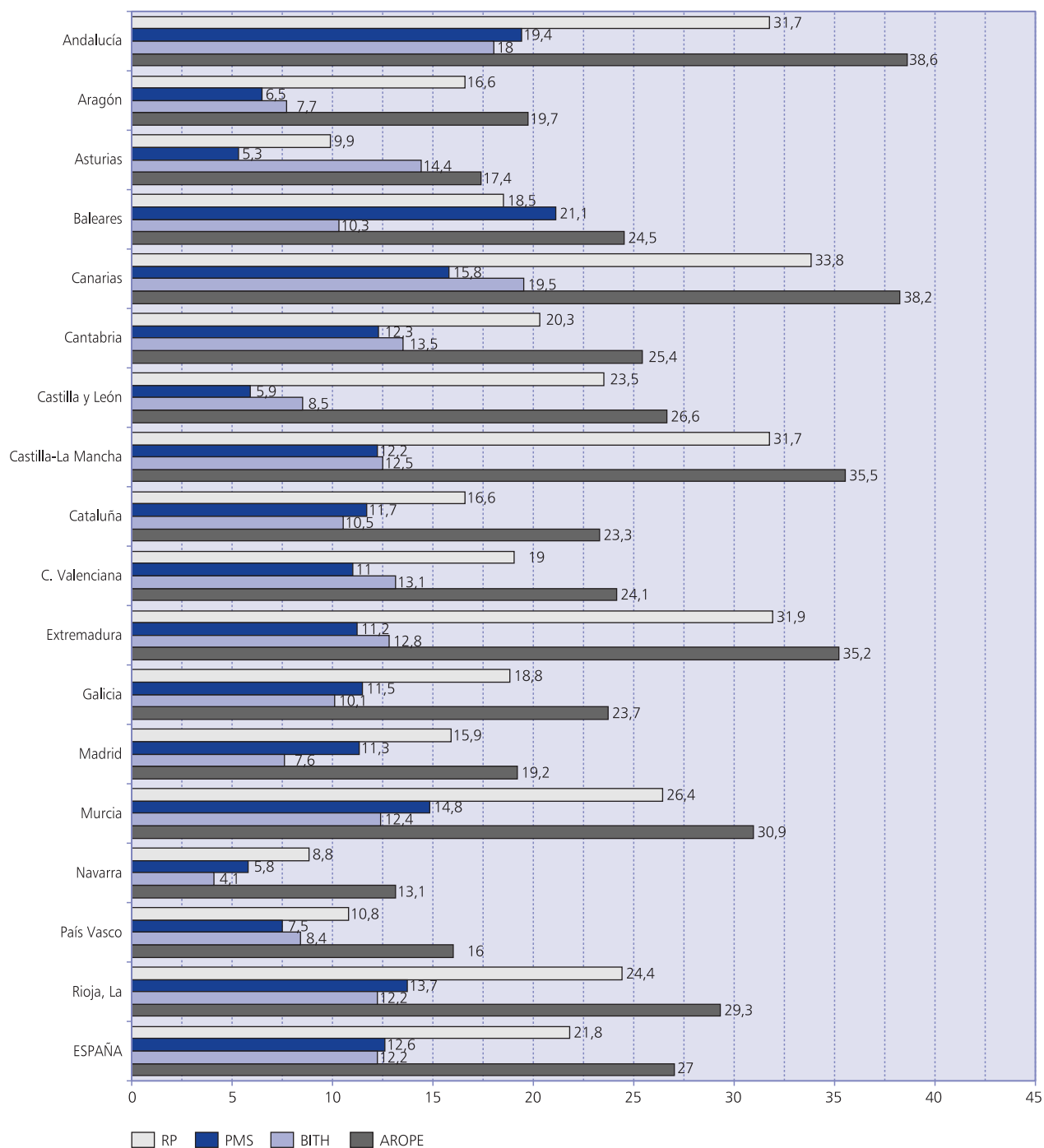
Este indicador no es más que una traslación de la definición de pobreza oficial de la Unión Europea, según la cual son pobres «aquellas personas, familias o grupos cuyos recursos (materiales, culturales

y sociales) son tan limitados que les hacen quedar excluidos del modo de vida mínimo aceptable en la sociedad en la que habitan». Este concepto relaciona la pobreza más con el nivel de vida que con la simple incapacidad para satisfacer las necesidades relativas a la subsistencia. Este cambio se reflejó en un conjunto más amplio de indicadores oficiales de exclusión social (Atkinson *et al.*, 2002), anticipo de la tasa AROPE aquí comentada.

Se construye a partir de tres variables: 1) la tasa de riesgo de pobreza o tasa de pobreza monetaria, es decir, el porcentaje de personas con una renta inferior al 60 por 100 de la renta mediana equivalente nacional; 2) la población que sufre privación o carencia material severa, y 3) la población que vive en hogares con baja intensidad de empleo.

Mientras que la primera de ellas ya ha sido ampliamente comentada en los apartados anteriores, la segunda —privación material— es, en principio, un indicador interesante ya que la pobreza monetaria es, por definición, un indicador de una insuficiencia transitoria de rentas, mientras que un indicador de privación está más relacionado con la renta permanente. Iceland y Bauman (2004) señalan que la pobreza permanente podría determinar la privación a través de tres canales diferentes: aumenta con carácter acumulativo el diferencial entre los recursos necesarios y los disponibles para dar cobertura a las necesidades básicas, produce a largo plazo deficiencias en las capacidades para dar cobertura a esas necesidades, como la pérdida de relaciones sociales o la generación de problemas de carácter

GRÁFICO 3
DESCOMPOSICIÓN DE LAS TASAS REGIONALES DE POBREZA AROPE, 2011 (*)



Notas:

(*) No coincide la suma de los porcentajes presentados con la tasa Arope porque algunas personas experimentan más de un problema simultáneamente.
RP: riesgo de pobreza, PMS: privación material severa, BITH: baja intensidad de trabajo en el hogar y Arope: tasa de riesgo de pobreza o exclusión.

Fuente: Eurostat.

psicológico, y da lugar a una mayor volatilidad de los ingresos.

Sin embargo, es necesario comentar que el umbral de privación elegido por Eurostat es muy restrictivo, por lo que refleja una situación de los hogares muy cercana a la exclusión social, a diferencia de otros trabajos como Ayala *et al.* (2011), que presentan una definición de la privación complementaria de la pobreza monetaria y no de la exclusión. En concreto, este indicador es la proporción de la población que vive en un hogar que carece, como mínimo, de cuatro ítems entre los siguientes: no tener retrasos en el pago del alquiler, hipoteca, recibos de la vivienda o compras aplazadas; mantener la vivienda a una temperatura adecuada durante los meses fríos; hacer frente a gastos imprevistos; una comida de carne, pollo o pescado (o su equivalente vegetariano) al menos tres días por semana; unas vacaciones anuales fuera de casa durante al menos una semana; un coche, una lavadora, un televisor en color y un teléfono (fijo o móvil).

El tercer componente es un indicador de la participación del hogar en el mercado de trabajo. De esta manera intenta medir cómo la combinación del trabajo de los activos del hogar permite satisfacer las necesidades de este. Según la definición oficial, esto se produce cuando una persona de menos de 59 años vive en un hogar donde los miembros del hogar en edad de trabajar trabajan menos del 20 por 100 de su potencial en el año anterior.

Estas tres variables se combinan de manera que se considera que una persona está en riesgo de pobreza y exclusión si pertenece, al menos, a uno de los tres grupos.

En el contexto europeo (4), España presenta una de las tasas más elevadas en la UE-15, es decir, los Estados miembros que formaban parte de la Unión antes de las últimas ampliaciones, y destaca sobre todo por la pobreza monetaria, también una de las más altas de la Unión, y la baja intensidad en el empleo. En este último indicador se encuentra entre los países con un mayor crecimiento entre 2009 y 2010. En concreto, se halla en cuarto lugar solo superado por Letonia, Estonia e Irlanda. Por tanto, la evolución del mercado laboral antes citada como una fuerza fundamental de los cambios observados explica el comportamiento de España en el entorno comparado. Finalmente, en lo que respecta a la privación material severa, la situación de España es buena comparada con el resto de Estados, aunque los datos de Eurostat muestran cómo la situación relativa empeora si se relaja la exigencia del

indicador y se reduce el número de ítems en que se presenta privación.

Este patrón se repite en la mayoría de las comunidades autónomas, donde la pobreza monetaria es el factor más determinante. A pesar de este predominio, es relevante descubrir cómo, en determinadas ocasiones, la tasa de riesgo de pobreza oculta problemas más acuciantes y de difícil solución, como la privación material severa.

La consideración de conceptos alternativos a la renta provoca que regiones con un resultado aceptable en pobreza monetaria vean empeorar su clasificación al tener en cuenta la privación o la intensidad del trabajo en el hogar. Sobre todo, consideramos que el segundo es muy relevante no solo porque en 2011 presente un valor elevado en todas las comunidades autónomas como reflejo del elevado deterioro de los mercados de trabajo regionales o haya ido aumentando espectacularmente como muestra el cuadro n.º 7. La intensidad de trabajo es interesante por la importancia que tiene en la evolución de la pobreza. Si el tiempo trabajado por los adultos de un hogar es una proporción baja de su potencial de trabajo, es más probable que los miembros de ese hogar sean pobres. Este hecho puede verse agravado por la composición de la familia o

CUADRO N.º 7

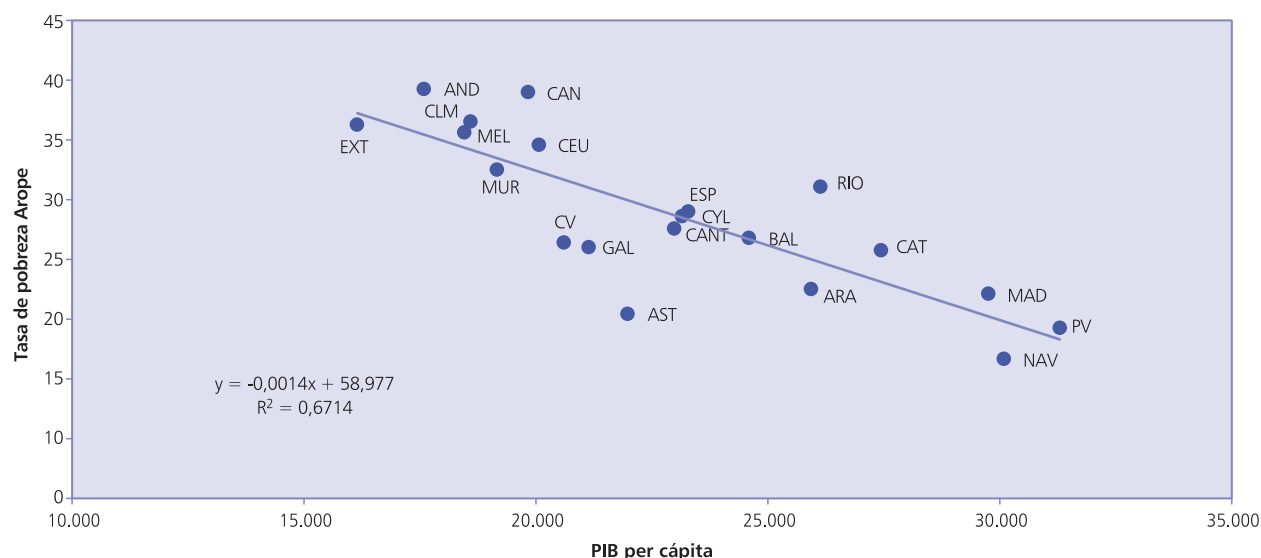
**TASAS ACUMULATIVAS DE CRECIMIENTO, 2007-2011
(Porcentaje)**

Comunidad autónoma	RP	PMS	BITH	AROPE
Andalucía	2,07	-1,65	15,54	3,38
Aragón	4,35	7,46	18,54	5,01
Asturias	-7,97	-30,15	4,45	-4,48
Baleares	3,70	25,32	23,00	3,32
Canarias	5,97	18,92	31,35	4,30
Cantabria	10,53	9,82	23,13	5,44
Castilla y León	0,98	5,07	32,64	7,13
C.-La Mancha	3,06	-1,50	18,27	9,76
Cataluña	5,50	6,48	12,53	1,46
C. Valenciana	3,91	23,42	23,59	9,18
Extremadura	-5,08	8,29	15,07	-4,32
Galicia	-2,61	-10,60	9,21	-0,62
Madrid	4,57	2,02	10,49	3,55
Murcia	0,97	-3,69	30,64	1,34
Navarra	8,71	10,67	-1,75	6,98
País Vasco	-1,77	53,14	16,89	3,77
Rioja, La	5,90	27,79	24,98	8,17
ESPAÑA	2,56	6,78	17,97	3,98

Nota: RP: riesgo de pobreza, PMS: privación material severa y BITH: baja intensidad de trabajo en el hogar.

Fuentes: Instituto Nacional de Estadística y Eurostat.

GRÁFICO 4
RELACIÓN ENTRE TASA DE POBREZA AROPE Y PIB PER CÁPITA, 2011



unos salarios bajos que se sitúan por debajo del umbral de la pobreza.

Para finalizar este artículo, completaremos el análisis realizado hasta ahora con el gráfico 4. En él representamos la relación entre la tasa de pobreza y exclusión y el PIB per cápita regional para 2011. Con este ejercicio se pretende ver en qué medida los resultados observados se deben a las disparidades entre regiones, aunque se haya cambiado el indicador.

A la luz de este gráfico la cuestión parece clara: a medida que aumenta el PIB per cápita regional, se observa una tasa Arope menor. Es lo esperable, ya que un mayor PIB per cápita regional conllevará una mayor renta disponible de los residentes en dicha comunidad autónoma y, por tanto, que un mayor número de hogares se sitúen sobre la línea de pobreza. Es decir, las disparidades interregionales parecen explicar mayoritariamente el resultado de pobreza y muestran que la convergencia en términos sociales es una tarea pendiente para la economía española.

El gráfico 4 proporciona una información interesante porque será posible identificar aquellas regiones que presentan una peor situación de la que cabría esperar por su PIB per cápita si están situadas sobre la línea de regresión. El nivel de gravedad de la situación vendrá dado por la distancia a la línea.

Por ejemplo, se observa que Aragón y La Rioja presentan tasas muy dispares con un PIB per cápita similar, con la segunda muy separada de la línea.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha desarrollado un análisis del impacto de la crisis sobre las condiciones de vida desde un punto de vista territorial. Se ha mostrado cómo la pobreza monetaria ha crecido en la mayoría de las comunidades autónomas desde el inicio de la crisis. Además, la aparente convergencia de algunas regiones no se debe a una mejora de estas, sino a un empeoramiento de las demás que lleva a una mejora de la posición relativa.

La fuerza principal que explica la dinámica observada es la evolución del mercado de trabajo desde 2008, que explica asimismo los cambios de la desigualdad. Esta también ha aumentado en la mayor parte de las regiones por el aumento del desempleo y el incremento de la desigualdad salarial.

Para medir la influencia de la evolución macroeconómica sobre el riesgo de pobreza se ha descompuesto el crecimiento de las tasas de pobreza monetaria en el periodo 2008-2011 entre la parte debida al crecimiento —en este caso, recesión— y la debida a la desigualdad. Es decir, cuánto variaría

la tasa de pobreza si solo se hubiese producido crecimiento y la desigualdad no cambiase, y viceversa. El principal resultado del análisis es el significativo impacto de la recesión sobre la evolución de la pobreza monetaria en la mayoría de las regiones.

La incorporación de indicadores alternativos de las condiciones de vida como la tasa de pobreza Arope muestra un panorama muy similar al de la tasa de riesgo de pobreza. Además, destaca el deterioro de los mercados de trabajo regionales que puede afectar a corto o medio plazo aún más a la pobreza monetaria.

Asimismo, hay que tener en cuenta que en el análisis realizado no se refleja totalmente el impacto del fuerte proceso de consolidación fiscal al que se está viendo sometida la economía española. Esta cuestión es importante por el relevante papel redistributivo que las Administraciones Públicas tienen en el alivio de estos fenómenos, aunque la mayor parte de los instrumentos correspondan a la Administración Central.

Por último, la reducción de las disparidades regionales en pobreza se muestra como una tarea pendiente para la sociedad española. Es más importante el papel de las disparidades interregionales de renta que los respectivos niveles de desigualdad interna. Frente a este panorama de posible divergencia en resultados sobre la pobreza, se hace imprescindible un papel de la Administración Central nítido y completamente compensador en un aspecto socioeconómico tan básico que nunca debería depender de los éxitos o fracasos de los gobiernos regionales coyunturales. Al menos, se hace necesario un mayor nivel de coordinación entre las políticas sociales regionales para que individuos con las mismas necesidades objetivas no sean tratados de manera diferente según su lugar de residencia.

NOTAS

(1) Aunque este indicador parezca no ser el más adecuado para medir la relación entre mercado de trabajo y desigualdad, ya que no se redujo la desigualdad durante el gran crecimiento de la población ocupada en el periodo expansivo pre-crisis.

(2) Aunque la contribución más relativa al índice sea la correspondiente a la superposición de ambos fenómenos, porque debemos recordar que el Índice de Gini no cumple la propiedad de descomponibilidad.

(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.

(4) Ver tablas publicadas en Eurostat.

BIBLIOGRAFÍA

- ATKINSON, A.B.; CANTILLON, B.; MARLIER, E., y NOLAN, B. (2002), *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press, Oxford.
- AYALA, L., y CANTÓ, O. (2012), *Ciclo económico y distribución de la renta en España: ¿Qué está pasando y por qué?* Disponible en: <http://www.fedeablogs.net/economia/?p=26649>.
- AYALA, L.; CANTÓ, O., y RODRÍGUEZ, J.G. (2011), *Poverty and the business cycle: The role of the intra-household distribution of unemployment*, Ecineq WP2011-222.
- 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.
- AYALA, L.; JURADO, A., y PÉREZ MAYO, J. (2011), «Income Poverty And Multidimensional Deprivation: Lessons From Cross Regional Analysis», *Review of Income and Wealth*, 57(1): 40-60.
- DATT, G., y RAVALLION, 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.
- ICELAND, J., y BAUMAN, K. (2004), *Income Poverty and Material Hardship: How Strong Is the Association?*, National Poverty Center Working Paper Series 04-17.
- JURADO, A., y PÉREZ-MAYO, J. (2010), «Dimensión territorial de la pobreza en España», *Revista Española del Tercer Sector*, 15: 43-66.
- OCDE (2008), *Growing unequal. Income distribution and poverty in OECD countries*, París.

APÉNDICE

La descomposición de la variación del índice de pobreza al pasar de un periodo t_1 a otro t_2 usada en el apartado III se realiza según la siguiente expresión:

$$P_2 - P_1 = [P(\mu^{t_2}, \pi^{t_1}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})] + [P(\mu^{t_1}, \pi^{t_2}) - P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})] + R \quad [1]$$

donde $P(\mu^{t_1}, \pi^{t_1})$ es el índice FGT del primer periodo; $P(\mu^{t_2}, \pi^{t_2})$ el índice FGT del segundo periodo; $P(\mu^{t_2}, \pi^{t_1})$ el índice FGT del primer periodo cuando todas las rentas de este periodo se multiplican por μ^{t_2}/μ^{t_1} ; $P(\mu^{t_1}, \pi^{t_2})$ el índice FGT del segundo periodo cuando todas las rentas de este periodo 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»:

$$P_2 - P_1 = C_1 + C_2$$

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

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

MEDICIÓN DE LA POBREZA UTILIZANDO LA RENTA Y LA RIQUEZA: UNA COMPARACIÓN EMPÍRICA ENTRE ENFOQUES MULTIDIMENSIONALES CON DATOS DE ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA

Francisco AZPITARTE

Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research y Brotherhood of St Laurence

Resumen

En este artículo se comparan dos enfoques distintos para analizar la pobreza: los que utilizan la renta y la riqueza por separado, y los que integran ambas dimensiones en un único índice de bienestar. El objetivo es mostrar las implicaciones de cada metodología sobre la pobreza en Estados Unidos y España. Los resultados apuntan a que la incidencia de la pobreza varía considerablemente en función de la definición adoptada ya que, para la mayoría de las comparaciones entre índices, la proporción de hogares que están clasificados de forma distinta supera el 50 por 100. Es interesante resaltar, además, que la mayor correlación entre la renta y la riqueza en Estados Unidos parece ser la responsable de que sus índices de pobreza de ingresos y de activos se superpongan mucho más de lo que lo hacen los españoles.

Palabras clave: riqueza, renta, multidimensionalidad de la pobreza.

Abstract

This paper compares the approaches to poverty based on income and wealth that have been proposed in the literature: those that look at income and wealth separately when defining the poverty frontier, and those in which these two dimensions are integrated into a single index of welfare. We illustrate the implications of these approaches on the structure of poverty using data for the U.S. and Spain. We find that the incidence of poverty in these two countries varies significantly depending on the poverty definition adopted. There is a large level of misclassification of the identification of the poor between the poverty indices: for most of the pairwise comparisons, the proportion of households who are misclassified is above 50 per cent. Interestingly, the rate of misclassification in the U.S. is significantly lower than in Spain. We argue that the larger correlation between income and wealth in the U.S. contributes to explain the larger overlapping between its poverty indices.

Key words: wealth, income, multidimensional poverty.

JEL classification: D14, D31.

I. INTRODUCCIÓN

EXISTE un amplio consenso entre los economistas acerca de considerar a la pobreza como un fenómeno multidimensional. Sin embargo, hasta la fecha la mayoría de las estadísticas oficiales sobre pobreza tanto en países ricos como pobres se basan únicamente en la renta de los hogares. Recientemente numerosas contribuciones han señalado la necesidad de complementar las medidas estándar de ingresos utilizados para la medición de la pobreza con información sobre otras características de los hogares para obtener una medida más global de bienestar de los hogares (Chakravarty y Silber, 2007; Chakravarty *et al.*, 2005; Bourguignon y Chakravarty, 2003). Entre los posibles determinantes del bienestar, la contribución de la riqueza al bienestar de los hogares ha recibido una atención creciente en los últimos años. Más allá del flujo de renta directa que proporcionan los activos, la tenencia de riqueza es crucial para la vulnerabilidad de los hogares en tiempos de crisis económica, ya que determinará el grado en que las familias pueden suavizar su consumo en los periodos de renta baja. La evidencia empírica obte-

nida en los estudios sobre pobreza basados en la renta sugiere que existe una gran movilidad de rentas en la parte baja de la distribución, con un número significativo de hogares por debajo del umbral de ingresos y que sufren etapas de rentas bajas (Jarvis y Jenkins, 1998). La evidencia sugiere, además, que únicamente la información sobre los flujos de ingresos puede no ser suficiente para evaluar la capacidad de las familias para mantener un nivel de vida mínimo durante los periodos de ingresos bajos. Por tanto, el análisis conjunto de la renta y la riqueza claramente contribuye a mejorar nuestro conocimiento sobre el bienestar de los hogares, ya que permite estudiar la relación entre la renta actual de los hogares y su vulnerabilidad ante *shocks* que afectan a sus ingresos a través de la disponibilidad de patrimonio que les habilita para mantener su consumo durante los periodos de «pobreza en renta» (*income-poverty*).

Una cuestión importante a tener en cuenta cuando se realiza un análisis multidimensional de la pobreza es la integración de las diversas dimensiones del bienestar. En el caso de la renta y la riqueza, en la literatura se han propuesto dos enfoques alterna-

tivos. En el primero, sugerido por Radner y Vaughan (1987), la renta y la riqueza se tratan de forma independiente, por lo que la población pobre se identifica suponiendo un umbral conjunto de renta y de riqueza. En el segundo enfoque, propuesto por Weisbrod y Hansen (1968), la renta y la riqueza se integran en un único índice de bienestar utilizando el método de la renta vitalicia para convertir la riqueza de los hogares en un flujo de rentas. Así, el bienestar económico de los hogares se obtiene como la suma de sus ingresos corrientes (netos de los ingresos corrientes de los activos) más el valor de renta vitalicia de su riqueza actual, de manera que cada uno de los hogares cuyo valor renta-riqueza esté por debajo del umbral de la pobreza de renta se identificará como pobre. Lo más importante es que estos dos enfoques difieren en cuestiones metodológicas relevantes que pueden tener consecuencias importantes sobre la estructura de la pobreza. De hecho, mientras que el primer método no considera la posibilidad de compensación entre atributos escasos y no escasos cuando se determina el estado de pobreza, el enfoque de la renta vitalicia permite la compensación entre los ingresos y la riqueza. Además, el diferente efecto de la edad al definir el estado de la pobreza en los dos enfoques puede tener consecuencias importantes en la distribución de la población pobre por edades. En efecto, mientras que la información sobre la edad es irrelevante para la definición de los pobres en el método propuesto por Radner y Vaughan (1987), la clasificación de los pobres mediante la medida renta-riqueza depende significativamente de la edad de la unidad económica, ya que el valor de la riqueza anualizada varía con la esperanza de vida de dicha unidad.

A pesar de las importantes diferencias entre los dos enfoques multidimensionales, en la literatura no se encuentra todavía ningún análisis comparativo de ambos enfoques. El objetivo principal de este artículo es cubrir esta brecha. Se investigan las consecuencias de utilizar definiciones de pobreza alternativas basadas en la renta y la riqueza examinando cómo la incidencia y la caracterización de la pobreza varían dependiendo de la forma en que se mida la pobreza. En particular, el interés reside en la evaluación del grado en que cada enfoque identifica a los mismos hogares como pobres. Esta es una cuestión muy importante para el diseño de políticas sociales, ya que muchos de los programas de asistencia de los países desarrollados consideran la renta y la riqueza en la determinación de las condiciones para recibir beneficios sociales. En este sentido, resulta interesante comprobar que las diferencias en la clasificación de los hogares identificados como pobres se

sitúa por encima de 50 por 100 para la mayoría de las comparaciones entre los dos grupos de definiciones de pobreza.

En este trabajo analizamos las diferencias entre los dos enfoques de pobreza utilizando datos de Estados Unidos y España. La comparación entre estos dos países es relevante por varias razones. En primer lugar, Estados Unidos y España presentan importantes diferencias que pueden condicionar la relación entre los ingresos y la riqueza de los hogares. De hecho, Bover (2010) muestra que España y Estados Unidos presentan diferencias significativas en la estructura demográfica y la constitución del hogar con un porcentaje elevado de personas jóvenes que en España vive con sus padres, lo que tiene importantes efectos sobre el comportamiento del ahorro y el patrimonio acumulado a lo largo del ciclo de vida. Además, tanto Estados Unidos como España se caracterizan por un modelo de bienestar social catalogado como bastante débil en comparación con los países nórdicos (Esping-Andersen *et al.*, 2002). En este contexto, la medición de la vulnerabilidad utilizando el patrimonio es especialmente interesante debido a la mayor importancia de los activos como un mecanismo de seguros en una situación de baja protección social. Por último, la generosidad de los sistemas fiscales y de prestaciones sociales así como la regulación del mercado de trabajo difiere significativamente en estos dos países, viéndose Estados Unidos como el modelo de una economía liberal de mercado, mientras que España presenta un mercado laboral más regulado con una mayor protección por desempleo.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se revisan los enfoques multidimensionales de la pobreza basados en la renta y la riqueza que se han propuesto en la literatura. La sección III es la sección principal del artículo e incluye la descripción de las bases de datos y los métodos utilizados en el análisis. En esta sección también se presentan los principales resultados del análisis multidimensional de la pobreza y se cierra con una discusión sobre las diferencias en clasificación de los hogares pobres según las diferentes definiciones de pobreza. Por último, en la sección IV se resumen las principales conclusiones.

II. MARCO TEÓRICO

En comparación con las medidas de renta, los indicadores de bienestar basados en la renta y la riqueza permiten una mejor identificación de los

hogares más necesitados, ya que estos indicadores contienen más información sobre la verdadera situación financiera de los hogares. Sin embargo, la medición de la pobreza basada en la renta y la riqueza plantea dos cuestiones importantes que deben abordarse. En primer lugar, se debe decidir sobre los supuestos acerca de cómo las dos dimensiones interactúan en la determinación del bienestar económico de los hogares. En segundo lugar, se necesita un criterio para identificar a los pobres. Es importante señalar que los dos enfoques de pobreza basados en los ingresos y la riqueza propuestos en la literatura difieren de manera significativa en estas dos cuestiones. Así, el primer enfoque, sugerido por Radner y Vaughan (1987) y Wolff (1990), trata independientemente a ambas dimensiones e identifica a los pobres suponiendo un umbral conjunto de ingreso y riqueza. Más formalmente, sean Y_t y W_t el valor de los ingresos (o renta) y la riqueza de los hogares en periodo t , respectivamente. Y sean Z_y y Z_w los umbrales de pobreza en renta y en riqueza, respectivamente, que reflejan la cantidad de renta y riqueza necesaria para alcanzar un nivel mínimo de vida socialmente aceptable (las definiciones se discutirán en la próxima sección). A partir de este marco, estos autores consideran dos definiciones alternativas de pobreza. La primera, que se denomina el criterio *unión*, identifica como pobre cualquier hogar con ingresos o riqueza insuficientes. Por tanto, el conjunto de hogares identificados como pobres viene dado por:

$$\begin{aligned}\mu_U(i) &= 1 \text{ si } Y_t \leq Z_y \text{ o } W_t \leq Z_w \\ \mu_U(i) &= 0 \text{ en otro caso}\end{aligned}\quad [1]$$

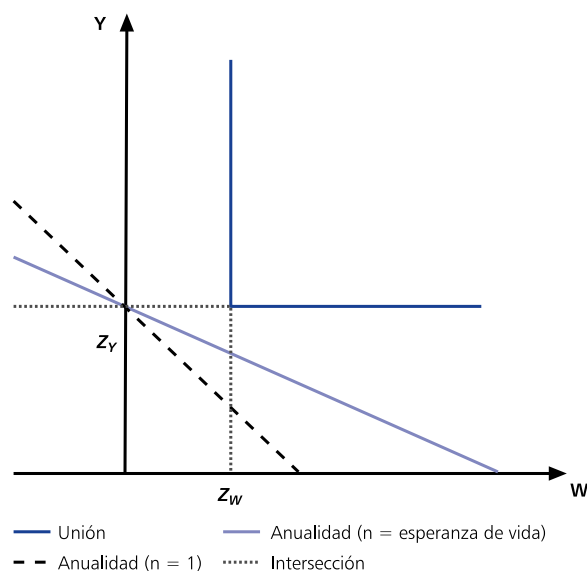
donde $\mu_U(i)$ es una función indicador de pobreza que toma el valor 1 para los hogares que se identifican como pobres según la definición «unión», y cero en caso contrario.

El segundo criterio de pobreza dentro de este enfoque corresponde con la definición *intersección* de la pobreza, según la cual un hogar se clasifica como pobre cuando no posee suficientes ingresos y riqueza. Por tanto, la función indicador de pobreza $\mu_I(i)$ del hogar i se define, en este caso, como:

$$\begin{aligned}\mu_I(i) &= 1 \text{ si } Y_t \leq Z_y \text{ y } W_t \leq Z_w \\ \mu_I(i) &= 0 \text{ en otro caso}\end{aligned}\quad [2]$$

El gráfico 1 muestra la diferencia entre los umbrales de pobreza que se obtienen a partir de las dos definiciones. Mientras que el índice de pobreza unión considera como pobres cada par (Y, W) incluido en la región en forma de L determinada por

GRÁFICO 1
ÍNDICES DE POBREZA CON EL CRITERIO UNIÓN,
INTERSECCIÓN Y ANUALIDAD



Fuente: Elaboración propia.

Z_y y Z_w , el criterio intersección considera que un hogar será pobre solo si se encuentra dentro del rectángulo determinado por las dos líneas de pobreza. Lo relevante es que en ambas definiciones de la unión y la intersección el estado de pobreza se determina examinando por separado la distancia al umbral en cada una de las dimensiones.

En cambio, el segundo enfoque de la pobreza permite la posibilidad de interacción entre los ingresos y la riqueza, ya que estas dos variables se combinan en un único índice de bienestar. En particular, la aproximación propuesta por Weisbrod y Hansen (1968) define la posición económica de un hogar, AY_t , como la suma de su renta real neta de los ingresos reales procedentes del patrimonio y el flujo de rentas anuales que el hogar recibiría si su riqueza actual se utilizara para obtener una renta vitalicia. Por lo tanto, AY_t se puede expresar como:

$$AY_t = Y_t - \tilde{r}_t W_t + \frac{r_t}{1 - (1 + r_t)^{-n}} W_t \quad [3]$$

donde \tilde{r}_t es la tasa de retorno de la riqueza específica del hogar que debería sacrificarse en el caso de

que se obtuviera la renta vitalicia (1) y el último término del lado derecho mide el flujo de renta anual que se define en función del tipo de interés actual, r_t , la duración de la anualidad, n , y la cantidad de riqueza, W_t (2). Respecto a la duración de la anualidad, en la literatura se han utilizado dos valores. En primer lugar, siguiendo a Weisbrod y Hansen (1968), se iguala el valor n a la esperanza de vida de la unidad económica, lo que implica que la situación económica del hogar dependerá de la edad de sus miembros. Por lo tanto, cuanto más reducida sea la expectativa de vida mayor será la anualidad procedente de la riqueza, lo que significa que, si todo lo demás permanece constante, los hogares de ancianos tendrán una mejor situación económica que los hogares más jóvenes simplemente debido a su menor esperanza de vida (3). Alternativamente, la riqueza se podría anualizar en un único periodo, en cuyo caso la expresión [3] se escribiría como:

$$AY_t = Y_t - \tilde{r}_t W_t + (1 + r_t) W_t \quad [4]$$

El análisis de la pobreza basado en la medición de rentas vitalicias, por lo general, utiliza un umbral de pobreza similar al que se utiliza en renta para determinar la situación de pobreza del hogar (Zagorsky, 2006; Short y Ruggles, 2006; Van den Bosch, 1998; Weisbrod y Hansen, 1968). En definitiva, según estos autores un hogar se identifica como pobre siempre que el valor de la medida de renta-riqueza no sea suficiente para satisfacer las necesidades mínimas de renta, es decir,

$$AY_t \leq Z_y \quad [5]$$

donde Z_y es el umbral de pobreza unidimensional respecto a la renta. Entonces, el conjunto de hogares que se identifican como pobres en el caso en que la riqueza se anualiza a lo largo de la esperanza de vida del hogar viene dada por:

$$\mu_{n=le}(i) = 1 \text{ si } Y_t - \tilde{r}_t^i W_t + \frac{r_t}{1 - (1 + r_t)^{-le_i}} W_t \leq Z_y \quad [6]$$

$$\mu_{n=le}(i) = 0 \text{ en otro caso}$$

Donde le_i mide la esperanza de vida del hogar i . Del mismo modo, cuando la duración de la anualidad de la riqueza es igual a un periodo, la función indicador de pobreza se define como:

$$\mu_{n=1}(i) = 1 \text{ si } Y_t - \tilde{r}_t^i W_t + (1 + r_t) W_t \leq Z_y \quad [7]$$

$$\mu_{n=1}(i) = 0 \text{ en otro caso}$$

La divergencia entre los índices de pobreza basados en la renta vitalicia frente a los índices de la unión y la intersección es evidente a partir del gráfico 1. El conjunto de pobreza determinado por los índices de anualidad depende de los valores de Z_y y r_t , así como por los parámetros específicos de los hogares como \tilde{r}_t^i y le_i . Un incremento en Z_y , le_i o \tilde{r}_t^i moverá hacia arriba las fronteras de pobreza, mientras que valores mayores de r_t harán que las curvas pivoten hacia la izquierda. Y lo que es más importante, mientras que en [7] la esperanza de vida del hogar no es relevante para definir el estado de pobreza, la clasificación de los pobres según la expresión [6] depende de la edad del hogar. Esto, a su vez, puede tener diferentes implicaciones según la estructura de edad de la población pobre. En efecto, las personas de edad más avanzada tienen una esperanza de vida más corta, por tanto, tendrán una mayor anualidad para un determinado nivel de riqueza, por lo que, cuando el valor de la anualidad depende de la esperanza de vida de los hogares se espera que, en comparación con el caso en que todos los hogares anualicen su riqueza en un único periodo, una mayor proporción de los pobres sean jóvenes. Es interesante señalar que los índices de pobreza que incorporan la renta vitalicia representan una aproximación intermedia a la pobreza (ver gráfico 1). De hecho, a diferencia de la definición *intersección* de pobreza es posible encontrar hogares con escasez tanto en renta como en riqueza que no se identifican como pobres por los criterios de anualidad. Además, en contraste con el planteamiento de la unión, debido a la posibilidad de compensación entre componentes, un hogar que está privado en una dimensión puede ser clasificado como no pobre si el valor del componente es lo suficientemente alto como para estar a la derecha de la frontera de la pobreza según la anualidad.

III. UNA ILUSTRACIÓN UTILIZANDO DATOS DE ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA

1. Fuentes de datos y metodología

En este trabajo utilizamos datos de dos encuestas de riqueza muy similares llevadas a cabo en Estados Unidos y España. En particular, los datos de Estados Unidos proceden del *Survey of Consumer Finances* (SCF) del año 2001 (4), mientras que para España se utiliza la información de la primera ola de la *Encuesta Financiera de las Familias* (EFF) realizada en 2002 (5). El objetivo tanto de la encuesta SCF como de la EFF es proporcionar información detallada

sobre los activos y pasivos que mantienen los hogares, así como datos de empleo, ingresos y otras características demográficas de los hogares de Estados Unidos y España, respectivamente. Así el SCF-2001 ofrece toda esta información para una muestra de más de 4.000 familias, mientras que la primera ola de la EFF incluye una muestra con más de 5.000 familias.

Es importante señalar que la EFF y la SCF comparten importantes características metodológicas que las hacen especialmente adecuadas para un análisis comparativo (6). De hecho, una característica importante de estas dos muestras es el sobremuestreo (*over-sampling*) sobre los hogares ricos (7). Tal y como Davies y Shorrocks (2000) sugieren, esta es una condición necesaria para obtener una imagen fiel de la riqueza total, dado que una parte importante del total de los activos pertenece a los hogares más ricos. Otra característica común de la EFF y el SCF es que ambas encuestas utilizan el mismo método de imputación para proporcionar la información completa sobre la renta de los hogares y su patrimonio incluso si un hogar no responde a la totalidad del cuestionario (8).

Los datos de ingresos y riqueza proporcionados por el SCF y la FEP son bastante similares, lo que permite una correcta comparación entre Estados Unidos y España (9). Aquí se utilizan los ingresos anuales brutos de los hogares (es decir, los ingresos antes de los impuestos sobre la renta y cotizaciones sociales) como medida de la renta corriente (10). Esta variable es la suma de los sueldos y salarios, ganancias del trabajo por cuenta propia, rentas del capital, prestaciones por desempleo, pensiones por jubilación, ya sean públicas o privadas, y otras transferencias recibidas por cualquier miembro de la familia. En este sentido, para evitar la doble contabilización de los ingresos generados por los activos, el dinero en efectivo procedente de la propiedad en forma de alquileres, intereses, dividendos y beneficios empresariales se excluye de la variable de renta bruta cuando se imputa la anualidad de la riqueza.

En el caso de la riqueza, la EFF y el SCF proporcionan información detallada de una amplia gama de activos financieros y tangibles, así como de las deudas pendientes del hogar en el momento de la entrevista, lo que permite construir dos medidas de riqueza que se consideran en el análisis. La primera de estas medidas es el *patrimonio neto*, y el objetivo es reflejar el «depósito de valor» con el que cuentan los hogares y que pueden utilizar para mantener a su familia durante un cierto periodo de tiempo. En

concreto, esta medida se define como el valor total de los activos fungibles reales y activos financieros menos el valor actual de las deudas. Los activos reales incluyen el valor bruto de las viviendas ocupadas por sus propietarios, otros inmuebles, las acciones comerciales relacionadas con el autoempleo y objetos coleccionables (11). Los activos financieros incluyen el valor actual de las cuentas de transacción y de ahorro, del total de bonos, acciones, fondos de inversión y de pensiones, planes privados de pensiones, seguros de vida y otros activos financieros. Por último, el valor total de la deuda es la suma de la deuda por la residencia principal, la deuda de otros bienes inmuebles, los préstamos para educación y vehículos, y otras deudas (12). Nuestra segunda medida de la riqueza representa un concepto de riqueza más líquido, ya que excluye de la riqueza la componente de vivienda al ser menos probable que se liquide en malos tiempos. Por lo tanto, la riqueza sin vivienda (*non-housing wealth*, NHW) es equivalente al valor neto menos el valor neto de la residencia principal.

La unidad de análisis que se utiliza en este artículo es el hogar. En ambas encuestas, el hogar se define como el conjunto de personas que viven en la misma vivienda, pero en cada encuesta se consideran requerimientos adicionales. En el caso de España, compartir los gastos es una condición para formar un hogar; mientras que en Estados Unidos se requiere interdependencia financiera con la persona económicamente dominante o la pareja. Además, como es habitual en los análisis de pobreza basados en los ingresos, la renta se convierte en la renta equivalente teniendo en cuenta las diferencias en las necesidades de los hogares debido a las economías de escala en el consumo. En el caso de la riqueza, ya que estamos interesados en la capacidad de las familias para superar momentos de crisis económica mediante su patrimonio, también se consideran las diferencias en las necesidades de los hogares cuando se mide la riqueza (13). Por lo tanto, se calculan los valores equivalentes tanto de las variables de ingresos como de riqueza usando una escala de equivalencia con factor de escala igual a la raíz cuadrada del tamaño del hogar. En concreto, las variables ajustadas son iguales a las variables no ajustadas divididas por el tamaño del hogar elevado a un valor exponencial igual a 0.5 (14). Los datos sobre la esperanza de vida necesarios para calcular la renta vitalicia de riqueza se obtuvieron del National Centre for Health Statistics para Estados Unidos, mientras que la información de España proviene de las cifras facilitadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Los métodos oficiales utilizados para identificar los ingresos de los hogares pobres en España y Estados Unidos difieren en cuanto a cuestiones metodológicas (15). En particular, la medida de la pobreza en renta en Estados Unidos se basa en un conjunto de umbrales *absolutos* de los ingresos orientados a reflejar el coste de vida básico; mientras que en España, como en otros países de la Unión Europea, se adopta una noción de pobreza en renta *relativa* dentro de los denominados indicadores de pobreza «Laeken», y se mide utilizando una línea de pobreza definida como un porcentaje de la renta mediana. Para facilitar la comparación, en este artículo se sigue un enfoque relativo para medir la pobreza en renta en España y Estados Unidos. Para comprobar la sensibilidad de los resultados a una determinada elección del umbral de renta, Z_r , se utilizan tres umbrales de renta diferentes que corresponden al 40, 50 y 60 por 100 de la mediana de los ingresos (16). Para medir la pobreza en activos (*asset-poverty*), siguiendo a Haveman y Wolff (2005) y Caner y Wolff

(2004), se define el umbral de pobreza en riqueza, Z_w , en función de la línea de pobreza de la renta anual relativa (17). Más concretamente, se proponen dos líneas de pobreza en riqueza que son el resultado de dividir el umbral de renta anual por 4 y por 2, donde la idea es evaluar si el hogar podría mantenerse por sí mismo con su patrimonio en la línea de pobreza en renta durante tres o seis meses, respectivamente (18). Por fortuna, las conclusiones de nuestro análisis no son sensibles a la elección particular de los umbrales de pobreza en renta y en riqueza.

2. Resultados

2.1. La distribución conjunta de la renta y la riqueza

Para iniciar el análisis de la distribución de la renta y la riqueza en España y Estados Unidos, el cuadro n.º 1 presenta algunos estadísticos descrip-

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y LA RIQUEZA EN ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA (*)

	ESTADOS UNIDOS			ESPAÑA		
	Renta	Riqueza neta	Riqueza sin vivienda	Renta	Riqueza neta	Riqueza sin vivienda
Ratio media/mediana	1,57	5,16	12,92	1,27	1,60	7,49
Porcentaje mantenido por el 5 por 100 más rico	31,26	58,87	67,50	18,09	29,61	53,20
Porcentaje mantenido por el 1 por 100 más rico	16,87	33,38	39,78	5,82	13,92	28,81
Porcentaje de hogares con cero o negativo	0,34	17,70	26,07	0,31	2,75	11,16
Correlación entre						
Renta y riqueza neta		0,50			0,15	
Renta y riqueza sin vivienda		0,49			0,12	
Renta y riqueza en vivienda		0,36			0,34	

Reordenación por quintiles entre las distribuciones de renta y riqueza

ESTADOS UNIDOS						ESPAÑA					
Riqueza neta						Riqueza neta					
Renta	1	2	3	4	5	Renta	1	2	3	4	5
1	44	27	17	10	4	1	32	28	18	15	7
2	28	25	20	19	9	2	25	22	22	20	11
3	15	27	23	18	14	3	19	21	22	20	18
4	10	15	27	26	22	4	17	18	23	23	20
5	4	5	13	27	51	5	7	11	15	23	44

Índice de movilidad (**)
M(P) = 0,83

Índice de movilidad (**)
M(P) = 0,89

Notas:

(*) Para la definición de renta, riqueza neta y riqueza sin vivienda véase la sección III.1. Las variables renta y riqueza se ajustan dividiendo el valor de la variable por la raíz cuadrada del tamaño del hogar.

(**) El índice diagonal M(P) es igual a $[(n - tr(P))/(n - 1)]$, donde n es el número de percentiles y $tr(P)$ es la traza de la matriz de transición. Nótese que cuando no existe movilidad el índice es igual a cero, mientras que en el caso de máxima movilidad es igual a $n/(n - 1)$.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EFF 2002 y la SCF 2001 incluida en la base de datos LWS.

tivos de las dos distribuciones, así como información sobre la asociación entre estas variables para ambos países. Los cálculos sugieren que las variables de riqueza presentan más masa de población en valores extremos que la distribución de los ingresos en ambos países. Sin embargo, esta característica es más importante en Estados Unidos que en España. De hecho, el porcentaje de la riqueza neta mantenida por el 5 y el 1 por 100 más rico de los hogares en Estados Unidos es aproximadamente dos veces mayor que el de sus equivalentes en España. Por el contrario, la proporción de hogares con patrimonio cero o negativo es mayor en Estados Unidos que en España, independientemente de la medida de riqueza que se considere. De hecho, la proporción de los hogares españoles que no poseen ninguna cantidad positiva de patrimonio neto o riqueza no residencial está alrededor del 2 y 11 por 100, respectivamente, mientras que en Estados Unidos estos porcentajes están por encima del 17 y 26 por 100.

Con respecto a la relación que existe entre la renta y la riqueza, los resultados que se muestran en el cuadro n.º 1 ponen de manifiesto una correlación positiva entre las dos dimensiones en ambos países. Sin embargo, la asociación entre estas dos variables en Estados Unidos es notablemente mayor que en España, como lo sugiere la diferencia en los valores de los coeficientes de correlación (0,5 *versus* 0,15) (19). Esta diferencia se atribuye principalmente a la componente no residencial de la riqueza, ya que la correlación entre este término y los ingresos en Estados Unidos supera en más de tres veces a la de España, mientras que la relación entre el ingreso y la riqueza en vivienda es similar en ambos países. La mayor relación existente entre el ingreso y la riqueza en Estados Unidos se confirma por la reordenación más baja de las dos distribuciones en Estados Unidos en comparación con España, como se muestra en las matrices de transición para los quintiles de las distribuciones de ingresos y patrimonio neto que se presentan en la parte inferior del cuadro número 1. La información en cada matriz se sintetiza con el índice diagonal M(P) propuesto por Shorrocks (1978) (0,89 para España; 0,83 para Estados Unidos). Las cifras indican una mayor movilidad hacia arriba en la distribución en España, donde cerca del 22 y el 24 por 100 de los hogares en el quintil más bajo de la renta y la riqueza, respectivamente, están en el cuarto o quinto quintil de la otra dimensión cuando se reordena, en comparación con el 14 por 100 en Estados Unidos. De acuerdo con este resultado, se confirma que Estados Unidos presenta una mayor correspondencia en la parte inferior y la parte superior de las distribuciones: un 44 y un 51 por 100 de

los hogares estadounidenses en el cuartil inferior y superior de la renta, respectivamente, permanecen en el mismo cuartil del patrimonio neto después de reordenar, en comparación con el 32 y el 44 por 100 de España (20). Jäntti *et al.* (2008) describen el cuartil de la distribución de ingresos y riqueza en Estados Unidos, Canadá, Italia y Suecia utilizando información de la base de datos LWS, y comprobaron que en este grupo de países, Estados Unidos presenta la mayor concentración de población en los cuartiles inferior y superior tanto en la distribución de ingresos como de riqueza. Las cifras de España son similares a las que ofrecen estos autores para Italia y Canadá, mientras que sus resultados para Suecia muestran que la correspondencia en la parte inferior de la distribución en este país es más baja que en España, en la medida de que menos del 30 por 100 de los hogares suecos en el cuartil inferior de ingresos también se encuentran en el mismo cuartil de la riqueza.

3. Análisis de la pobreza utilizando tanto la renta como la riqueza

El objetivo de esta sección es medir y caracterizar la pobreza utilizando como información tanto la renta como la riqueza. Para ello, el cuadro n.º 2 muestra la incidencia de la pobreza en Estados Unidos y España según los enfoques alternativos. Los resultados sugieren que la incidencia de la pobreza en estos países varía considerablemente en función de la manera de definir la pobreza. Más concretamente, se verifica que la proporción de hogares pobres por el método de la *unión* es mayor que la obtenida por el criterio de la *intersección*, mientras que las tasas de pobreza para las medidas basadas en la anualidad se sitúan entre los otros dos. Así, por ejemplo, en el caso de los ingresos y el patrimonio neto y el umbral de pobreza en renta del 50 por 100, la proporción de hogares pobres en Estados Unidos y España oscila entre el 11 y el 39 por 100, y entre el 3 y el 24 por 100, respectivamente, en función de la definición adoptada. Lo relevante es que la extensión de la pobreza en Estados Unidos es mayor que en España para cada enfoque y para cada combinación de umbrales de pobreza considerada. En particular, la diferencia más notoria entre estos dos países se encuentra cuando se utiliza la definición de *intersección*, ya que la proporción de hogares identificados como pobres con este criterio en Estados Unidos está entre 1,5 y 6 veces la de España.

Para caracterizar la población pobre e identificar las diferencias en el perfil de pobreza, el cuadro

CUADRO N.º 2

TASAS DE POBREZA EN RENTA Y EN RIQUEZA EN ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA (*)
(Variables en porcentaje)

	ESTADOS UNIDOS				ESPAÑA			
	Renta y riqueza neta (**)		Renta y riqueza sin vivienda		Renta y riqueza neta (**)		Renta y riqueza sin vivienda	
	$Z_w = Z_y/4$	$Z_w = Z_y/2$	$Z_w = Z_y/4$	$Z_w = Z_y/2$	$Z_w = Z_y/4$	$Z_w = Z_y/2$	$Z_w = Z_y/4$	$Z_w = Z_y/2$
$Z_y = 40\%$								
Unión	32,9	35,1	41,2	44,5	16,9	18,4	38,6	45,1
Intersección	9,3	9,8	12,4	13,3	1,6	1,7	4,5	5,3
Anualidad $n = 1$								
3%	12,6	12,6	16,9	16,9	2,2	2,2	7,6	7,6
5%	12,6	12,6	16,9	16,9	2,2	2,2	7,6	7,6
7%	12,6	12,6	16,9	16,9	2,2	2,2	7,6	7,6
Anualidad $n =$ esperanza de vida (***)								
3%	14,3	14,3	16,9	16,9	5,7	5,7	10,8	10,8
5%	13,8	13,8	16,6	16,6	4,6	4,6	10,1	10,1
7%	13,5	13,5	16,2	16,2	4,0	4,0	9,8	9,8
$Z_y = 50\%$								
Unión	36,9	39,4	44,6	48,1	23,0	24,2	43,6	50,2
Intersección	11,8	12,7	16,0	17,3	3,1	3,3	8,3	10,0
Anualidad $n = 1$								
3%	15,2	15,2	20,7	20,7	3,9	3,9	11,9	11,9
5%	15,2	15,2	20,7	20,7	3,9	3,9	11,9	11,9
7%	15,2	15,2	20,7	20,7	3,9	3,9	11,9	11,9
Anualidad $n =$ esperanza de vida (***)								
3%	18,7	18,7	21,7	21,7	10,0	10,0	17,4	17,4
5%	18,4	18,4	21,5	21,5	8,3	8,3	16,8	16,8
7%	17,7	17,7	21,3	21,3	7,3	7,3	16,3	16,3
$Z_y = 60\%$								
Unión	41,2	43,3	48,4	51,3	29,6	30,7	49,0	55,0
Intersección	14,1	15,8	19,4	21,1	4,6	5,0	12,9	15,3
Anualidad $n = 1$								
3%	18,0	18,0	24,5	24,5	5,3	5,3	16,3	16,3
5%	18,0	18,0	24,5	24,5	5,3	5,3	16,3	16,3
7%	18,0	18,0	24,5	24,5	5,3	5,3	16,3	16,3
Anualidad $n =$ esperanza de vida (***)								
3%	23,9	23,9	27,0	27,0	14,9	14,9	24,8	24,8
5%	23,2	23,2	26,8	26,8	13,4	13,4	24,3	24,3
7%	22,9	22,9	26,5	26,5	11,6	11,6	23,6	23,6

Notas:

(*) Para la definición de renta, riqueza neta y riqueza sin vivienda véase la sección III.1. Las variables renta y riqueza se ajustan dividiendo el valor de la variable por la raíz cuadrada del tamaño del hogar.

(**) El umbral de pobreza en riqueza, Z_w , se expresa como una proporción del umbral de la pobreza en renta, Z_y , donde este se computa como el porcentaje de la mediana de la renta equivalente anual del hogar. (***) Al calcular la anualidad a partir de la riqueza se sigue la aproximación propuesta por Weisbrod y Hansen (1968). Así, el valor de la anualidad se estima suponiendo que se anualiza sobre los años que restan de la esperanza de vida de la unidad que se mide como la esperanza de vida del cabeza de familia. Para parejas, se supone que la anualidad completa se recibe mientras ambos cónyuges están vivos, pero si un cónyuge sobrevive debería recibir dos tercios de la anualidad completa sobre los años restantes de vida.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EFF 2002 y la SCF 2001 incluida en la base de datos LWS.

número 2 muestra la incidencia y la distribución de los pobres por subgrupos de población de acuerdo con las diferentes definiciones de pobreza (21). Además, para seguir evaluando el impacto que tienen diferentes características socioeconómicas sobre la probabilidad de ser pobres, se utiliza un modelo *logit* cuya variable dependiente es una variable indicador de la pobreza que asigna el valor 1 si el hogar se identifica como pobre, y cero en caso contrario. El cuadro n.º 4 muestra los resultados de las estima-

ciones calculadas tomando al hogar como unidad de referencia y utilizando los pesos muestrales correspondientes en las regresiones (22). Las cifras registradas en los cuadros n.ºs 3 y 4 sugieren que el perfil de la pobreza que se encuentra en cada país es muy similar para las diferentes aproximaciones alternativas de pobreza consideradas. Así, como muestran los resultados del cuadro n.º 3, tanto en Estados Unidos como en España la incidencia más alta de la pobreza se da entre los hogares por

CUADRO N.º 3

CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS DE LOS HOGARES POBRES EN RENTA Y EN RIQUEZA NETA EN ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA (*)
(Porcentaje; nd = no disponible)

	ESTADOS UNIDOS								ESPAÑA							
	Unión		Intersección		Anualidad (t = 1)		Anualidad (t = Esp. vida)(**)		Unión		Intersección		Anualidad (t = 1)		Anualidad (t = Esp. vida)(**)	
	Inc.	Con.	Inc.	Con.	Inc.	Con.	Inc.	Con.	Inc.	Con.	Inc.	Con.	Inc.	Con.	Inc.	Con.
Todos los hogares	36,9	100,0	11,8	100,0	15,3	100,0	18,4	100,0	23,0	100,0	3,1	100,0	3,9	100,0	8,3	100,0
Edad sustentador principal																
< = 25	78,6	15,1	31,0	18,6	41,6	19,3	36,7	14,2	53,1	4,6	5,9	3,9	12,0	6,1	16,7	4,0
(25-35]	48,9	23,1	15,4	22,6	23,1	26,3	22,5	21,3	22,1	13,7	4,1	18,9	5,0	18,0	11,3	19,2
(35-50]	29,5	27,2	10,7	30,9	13,6	30,4	15,6	28,9	19,9	28,1	3,1	33,1	4,3	35,6	9,6	37,7
(50-65]	25,4	14,8	6,8	12,3	8,3	11,6	15,5	18,0	15,7	17,6	1,9	15,5	2,8	18,5	5,4	16,7
(65-75]	34,2	10,3	8,4	7,9	9,0	6,6	18,1	11,0	28,0	20,2	3,0	16,3	3,3	14,1	7,1	14,1
> 75	39,3	9,6	10,2	7,8	9,8	5,7	13,6	6,6	40,4	15,8	4,2	12,4	3,4	7,7	7,6	8,2
Raza sustentador principal																
Blanco	30,2	62,5	6,8	44,0	10,0	50,1	12,5	51,8	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd
No-Blanco	58,2	37,5	27,8	56,0	32,1	49,9	37,2	48,2	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd	nd
Tipo de hogar																
Edad > = 65																
Soltera	54,5	10,2	18,7	10,9	18,5	8,4	29,0	10,9	53,7	15,4	6,7	14,4	5,8	9,8	10,5	8,3
Soltero	31,7	2,4	9,7	2,3	9,7	1,8	12,5	1,9	37,4	2,8	5,5	3,1	4,2	1,9	6,8	1,4
Pareja	26,4	8,2	4,0	3,9	4,3	3,3	10,2	6,4	23,3	19,5	1,8	11,3	2,1	10,1	5,7	13,3
Edad [30,65] (***)																
Soltero, con hijos	64,4	10,9	32,5	17,2	38,9	15,9	45,7	15,6	40,0	2,8	13,5	7,2	14,3	5,9	24,5	4,8
Soltero, sin hijos	38,8	18,0	11,9	17,2	17,3	19,4	20,3	18,9	25,7	14,4	4,0	16,7	5,5	18,0	8,3	12,9
Pareja, con hijos	24,6	13,3	7,4	12,5	9,3	12,2	12,1	13,1	19,4	21,1	2,9	23,6	4,9	31,1	10,8	32,5
Pareja, sin hijos	19,6	11,7	4,2	7,8	6,1	8,8	8,0	9,6	12,8	15,2	1,3	11,3	1,6	11,4	4,8	15,6
Edad < 30																
Soltero	76,5	14,4	34,0	19,9	45,0	20,5	41,6	15,7	47,6	5,0	3,3	2,6	5,3	3,3	14,1	4,1
Pareja	60,3	11,1	14,8	8,5	22,3	9,9	21,6	8,0	27,1	3,8	9,5	10,1	10,3	8,6	18,4	7,2

Notas:

(*) Las variables Inc. y Con. miden la incidencia de la pobreza y su contribución a la pobreza total para cada grupo poblacional respectivamente. En particular, los resultados corresponden al caso en el que el umbral de pobreza de activos es igual a $Z/4$, y donde el umbral de pobreza de ingresos, Z_p , se sitúa en el 50 por 100 de la mediana del ingreso anual familiar equivalente. Para la definición de ingresos y riqueza neta, véase la sección III.1. Tanto los ingresos como la riqueza se ajustan dividiendo cada variable por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar.

(**) Para calcular la renta vitalicia a partir de la riqueza utilizamos la metodología original de Weisbrod y Hansen (1968). Por tanto, el valor anual de la renta estimada sobre los años de expectativa vital se anualiza con la esperanza de vida del sustentador principal del hogar. Para las parejas se supone que el total de la renta anual la reciben mientras ambos cónyuges están vivos, el cónyuge superviviente recibe dos tercios de la renta vitalicia completa el resto de su vida. Además, se utiliza un tipo de interés del 5 por 100 para calcular la renta vitalicia a partir de la riqueza.

(***) Consideramos hijos a los miembros del hogar menores de 15 años.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EFF 2002 y la SCF 2001 incluida en la base de datos LWS.

debajo de los 35 años, después disminuye con la edad del cabeza de familia sea cual sea la definición de los pobres. De hecho, los hogares jóvenes cuyo cabeza de familia es menor de 35 años son notoriamente más vulnerables a la pobreza que en otros grupos de edad, como se deduce del valor y la significatividad de las variables ficticias de estos grupos que aparecen en el cuadro n.º 4. Otro aspecto interesante es que la incidencia de la pobreza entre los hogares cuyo cabeza de familia es menor de 35 años es más del doble en Estados Unidos que en

España. Este resultado se puede explicar por las diferencias en la edad de emancipación y la constitución de las familias en ambos países (Giuliano, 2007; Becker *et al.*, 2005; Reher, 1998; Fernández-Cordón, 1997). En concreto, siguiendo el patrón mediterráneo, en España los jóvenes tienden a retrasar la salida de casa de sus padres hasta el matrimonio, utilizando precisamente este periodo para ahorrar recursos para facilitar la transición a la independencia. En cambio, en Estados Unidos, al igual que en otros países de Europa Occidental, los jóvenes optan

CUADRO N.º 4

ESTIMACIÓN LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE POBREZA EN RENTA Y EN RIQUEZA NETA EN ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA (a)
(Errores estándar entre paréntesis)

	ESTADOS UNIDOS				ESPAÑA			
	Unión	Intersección	Anualidad (t = 1)	Anualidad (t = Esp. vida)	Unión	Intersección	Anualidad (t = 1)	Anualidad (t = Esp. vida)
Constante	-2,0** (-0,4)	-4,8** (-0,4)	-3,8** (-0,4)	-4,2** (-0,4)	-0,8* (-0,4)	-3,7** (-0,9)	-4,0** (-0,8)	-2,5** (-0,6)
Edad, sexo, y raza del cabeza de familia								
< = 25	2,4** (-0,2)	1,5** (-0,2)	1,7** (-0,2)	1,4** (-0,2)	1,6** (-0,4)	0,8 (-0,8)	1,4* (-0,6)	0,8* (-0,5)
(25-35]	1,0** (-0,1)	0,4** (-0,2)	0,7** (-0,1)	0,6** (-0,2)	0,2 (-0,2)	0,5 (-0,4)	0,4 (-0,3)	0,4* (-0,2)
(50-65]	-0,3** (-0,1)	-0,6** (-0,2)	-0,7** (-0,2)	0 (-0,2)	-0,5** (-0,2)	-0,9* (-0,4)	-0,5 (-0,4)	-0,7** (-0,2)
(65-75]	-0,3 (-0,2)	0,5 (-0,3)	0,9** (-0,3)	0,1 (-0,3)	0,2 (-0,2)	1,0* (-0,5)	0,8* (-0,4)	0,8* (-0,3)
> 75	0,3 (-0,2)	0,5 (-0,3)	0,9** (-0,3)	0,7* (-0,3)	0,1 (-0,2)	1,1* (-0,5)	1,2* (-0,5)	1,0** (-0,3)
Mujer	0,4** (-0,1)	0,3 (-0,2)	0,3 (-0,2)	0,4** (-0,2)	0,3** (-0,1)	-0,3 (-0,3)	-0,4 (-0,3)	-0,2 (-0,2)
No blanco (b)	1,0** (-0,1)	1,4** (-0,1)	1,1** (-0,1)	1,2** (-0,1)				
Tipo hogar								
Número miembros	0,1 (-0,2)	0,3 (-0,2)	0,2 (-0,2)	0,3 (-0,2)	0,8** (-0,2)	-1,0** (-0,4)	-0,5 (-0,4)	-0,6* (-0,3)
Número miembros ^ 2	0,01 (-0,02)	0 (-0,02)	0 (-0,02)	0,01 (-0,02)	0,1** (-0,02)	0,1** (-0,04)	0,1* (-0,04)	0,1* (-0,03)
Un miembro	0,5** (-0,2)	1,3** (-0,3)	1,1** (-0,2)	1,0** (-0,2)	0,3 (-0,2)	0,3 (-0,6)	0,8 (-0,5)	0,2 (-0,4)
Monoparental	1,0** (-0,2)	1,6** (-0,3)	1,2** (-0,3)	1,4** (-0,2)	1,4** (-0,4)	2,3** (-0,6)	2,1** (-0,6)	1,9** (-0,4)
Pareja con hijos (c)	-0,2 (-0,2)	0,3 (-0,3)	-0,2 (-0,3)	0,1 (-0,2)	0,7** (-0,2)	1,4** (-0,4)	1,2** (-0,3)	1,0** (-0,2)
Nivel educativo y situación laboral (d)								
Bajo	2,3 (-1,5)	2,2* (-0,9)	2,0* (-0,9)	1,1 (-1,0)	0,9** (-0,1)	1,2** (-0,3)	1,1** (-0,3)	1,0** (-0,2)
Alto	0,4 (-0,6)	0,5 (-0,9)	0,4 (-0,9)	0,1 (-0,9)	-0,5* (-0,2)	-0,5 (-0,8)	-0,5 (-0,6)	-0,8* (-0,4)
Desempleado	1,1** (-0,2)	1,0** (-0,3)	1,1** (-0,2)	1,3** (-0,3)	1,5** (-0,2)	1,9** (-0,4)	1,3** (-0,4)	1,4** (-0,3)
Jubilado	1,1** (-0,2)	1,4** (-0,3)	1,1** (-0,2)	1,4** (-0,2)	0,4* (-0,2)	1,2* (-0,5)	0,7* (-0,4)	0,4 (-0,3)
Otro	2,3** (-0,2)	2,5** (-0,2)	2,2** (-0,2)	2,9** (-0,2)	1,4** (-0,2)	2,2** (-0,4)	1,5** (-0,4)	1,1** (-0,3)
Muestra	4,402	4,402	4,402	4,402	5,143	5,143	5,143	5,143
PseudoR2	(0,19)	(0,25)	(0,23)	(0,24)	(0,13)	(0,15)	(0,12)	(0,11)

Notas:

(a) Para la definición de renta, riqueza neta y riqueza sin vivienda véase la sección III.1. La variable dependiente es un indicador que toma valor 1 cuando el hogar se identifica como pobre en cada metodología. Los resultados corresponden al caso en el que el umbral de pobreza de activos es igual a $Z_p/4$, en el que la línea de pobreza, Z_p , se sitúa en el 50 por 100 de la mediana del ingreso anual equivalente del hogar. El valor de la anualidad de activos se estima asumiendo un tipo de interés del 5 por 100. La referencia es un hogar con un sustentador principal blanco entre 36 y 50 años que vive en pareja y sin hijos, que está empleado y tiene un nivel educativo medio. La significatividad de las variables al 1 y al 5 por 100 se indica con * o **, respectivamente.

(b) Esta información no está disponible en los datos españoles.

(c) Consideramos hijos a todos los menores de 15 años en el hogar.

(d) Los niveles educativos se definen según la International Standard Classification of Education de la UNESCO que se indica en el anexo.

por fijar una vida independiente cuando alcanzan la madurez, lo cual contribuye a explicar la mayor vulnerabilidad de las familias jóvenes de este país. Además, los resultados indican que el tipo de hogar condiciona significativamente la probabilidad de ser pobres cuando los ingresos y la riqueza se tienen en cuenta. En efecto, se comprueba que para cada definición de pobres, los hogares y familias monoparentales son los más expuestos a la pobreza para cada grupo de edad. Habitualmente los problemas de renta acucian a este tipo de familias, y también estas familias se enfrentan a dificultades con el ahorro debido a la ausencia de economías de escala en el consumo y a las mayores restricciones de liquidez (Jappelli, 1990) que claramente contribuyen a explicar la mayor vulnerabilidad de estos grupos. Así, entre quienes tienen más de 65 años, las mujeres solteras que viven solas presentan una probabilidad mayor de ser identificadas como pobres, especialmente cuando se utiliza la definición de *unión* (54 y 53 por 100 en Estados Unidos y España, respectivamente). En el caso de los hogares cuyo sustentador principal tiene entre 30 y 65 años, las familias monoparentales son con mucho el grupo más vulnerable, en especial en Estados Unidos, donde la proporción de pobres en este grupo oscila entre el 32 y el 64 por 100, dependiendo de la forma en que se mida la pobreza. Por último, los hogares cuyo sustentador principal está desempleado, jubilado o en otras circunstancias de inactividad se enfrentan a un mayor riesgo de pobreza en ambos países, independientemente de la manera en que se defina la pobreza.

4. Análisis del solapamiento

Los resultados de la sección anterior sugieren que la caracterización de los pobres difiere ligeramente para los diferentes enfoques multidimensionales de la pobreza que consideran tanto la renta como la riqueza. Sin embargo, una cuestión relevante es saber en qué medida las diversas definiciones de pobreza identifican los mismos hogares como pobres. El objetivo de esta sección es responder a esta pregunta examinando el grado de solapamiento entre los distintos índices de pobreza multidimensional. En el cuadro n.º 5 se presenta información sobre la distribución de la frecuencia de los hogares según el número de los índices de pobreza que los identifican como pobres. Nuestras cifras sugieren que la proporción de hogares identificados como pobres por cualquier índice de pobreza es mayor en Estados Unidos que en España. De hecho, más del 37 por 100 de los hogares estadounidenses se cla-

sifican como pobres en función de al menos uno de los índices de pobreza, mientras que en España esta cifra es inferior al 25 por 100. Lo interesante es que esta diferencia se puede atribuir a la componente de vivienda en la riqueza. Así, cuando se excluye la componente de vivienda de la riqueza la proporción de hogares que no se identifican como pobres por cualquier definición de la pobreza es alrededor del 54 por 100 en ambos países. Por otra parte, la proporción de los hogares que se definen como pobres por más de un índice de pobreza es significativamente mayor en Estados Unidos. En efecto, casi el 56 por 100 de los hogares estadounidenses que se han definido como pobres por alguna definición se clasifican como pobres por más de un índice, y cerca del 30 por 100 se consideran como pobres por los cuatro índices considerados; mientras que en el caso de España las cifras están alrededor del 30 y 10 por 100, respectivamente.

El cuadro n.º 6 examina el grado de solapamiento entre los diferentes índices de pobreza para todas las posibles combinaciones binarias de dichos índices. En particular, para cada combinación binaria se presentan tres medidas de superposición. En primer lugar, O_1 mide la proporción de hogares que se definen como pobres para ambas definiciones. En segundo lugar, para controlar por las diferencias en la incidencia de la pobreza medida por los diferentes índices de pobreza, O_2 se define como la proporción de hogares que se identifican como pobres por las dos definiciones de pobreza, expresada como un porcentaje del grupo de hogares clasificados como pobres, al menos, por uno de los índices. En tercer lugar, para controlar por las diferencias entre países en la incidencia de la pobreza en ingresos y en riqueza, O_3 indica la proporción de aquellos hogares identificados como pobres por alguno de los dos índices que se identifican como pobres por los dos índices, suponiendo que la incidencia de la pobreza en ingreso y en riqueza es igual al 25 por 100 en ambos países. Es relevante señalar que los resultados ponen de relieve un nivel muy bajo de superposición entre las diferentes definiciones de pobreza. En efecto, los cálculos de O_2 y O_3 revelan que la tasa de error en la clasificación de los hogares identificados como pobres está por encima de 50 por 100 para la mayoría de los pares de índices comparados. Así, por ejemplo, en el caso del patrimonio neto, el grado de solapamiento entre el enfoque de unión y de intersección en Estados Unidos es de alrededor del 30 por 100, lo que implica que estos métodos identifican los mismos hogares como pobres en menos de un tercio de los casos.

CUADRO N.º 5

**DISTRIBUCIÓN DE LOS HOGARES POR EL NÚMERO DE ÍNDICES DE POBREZA POR LOS QUE SON CLASIFICADOS COMO POBRES
EN ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA
(Variables en porcentaje)**

RENTA Y RIQUEZA (*)								
ÍNDICES	ESTADOS UNIDOS				ESPAÑA			
	Todos (**)		Pobres (**)		Todos		Pobres	
	f_i	$100 - F_i$	f_i^p	$100 - F_i^p$	f_i	$100 - F_i$	f_i^p	$100 - F_i^p$
0	62,6	37,4	0,0	100,0	75,4	24,6	0,0	100,0
1	16,5	20,9	44,1	55,9	17,1	7,5	69,5	30,5
2	8,4	12,5	22,4	33,5	3,9	3,5	16,1	14,4
3	1,2	11,4	3,1	30,4	0,9	2,7	3,5	10,9
4	11,4	0,0	30,4	0,0	2,7	0,0	10,9	0,0

RENTA Y RIQUEZA NO INMOBILIARIA (***)								
ÍNDICES	ESTADOS UNIDOS				ESPAÑA			
	Todos		Pobres		Todos		Pobres	
	f_i	$100 - F_i$	f_i^p	$100 - F_i^p$	f_i	$100 - F_i$	f_i^p	$100 - F_i^p$
0	54,5	45,5	0,0	100,0	53,7	46,3	0,0	100,0
1	20,6	24,9	45,2	54,8	29,2	17,1	63,0	37,0
2	7,8	17,2	17,1	37,7	7,2	10,0	15,5	21,5
3	1,8	15,4	4,0	33,8	2,7	7,3	5,8	15,7
4	15,4	0,0	33,8	0,0	7,3	0,0	15,7	0,0

Notas:

(*) Para la definición de las variables de renta y riqueza, véase la sección III.1. Las variables de renta y riqueza se ajustan dividiendo el valor de la variable por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar.

(**) Las variables f_i y f_i^p indican la distribución de los hogares por el número de índices de pobreza que les identifican como pobres para dos grupos de hogares: todos los hogares de la muestra, f_i , y el grupo de hogares identificado como pobre en, al menos, una de las definiciones, f_i^p . Las variables $(100 - F_i(k))$ y $(100 - F_i^p(k))$ indican la probabilidad de encontrar un hogar identificado como pobre en más de k índices entre todos los hogares y entre los hogares identificados como pobres en, al menos, un indicador de pobreza, respectivamente.

(***) Los resultados corresponden al caso en el que el umbral de pobreza de activos es igual a $Z_u/4$, y donde el umbral de pobreza de ingresos, Z_v , se sitúa en el 50 por 100 de la mediana del ingreso anual familiar equivalente. Además, el valor de la anualidad de activos se estima asumiendo un tipo de interés del 5 por 100. Es importante indicar que, aunque los resultados cambian ligeramente ante cambios del umbral de renta y tipo de interés, las principales conclusiones se mantienen inalteradas.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EFF 2002 y la SCF 2001 incluida en la base de datos LWS.

Resulta interesante que la comparación de las cifras de Estados Unidos y España revela diferencias importantes entre los dos países. En particular, los resultados sugieren que el grado de solapamiento en Estados Unidos es significativamente mayor que en España en todas las combinaciones de los índices de pobreza, sea cual sea la medida de superposición considerada. En el caso de los ingresos y patrimonio neto, por ejemplo, el nivel de superposición medido para O_2 u O_3 en Estados Unidos es 1,5 y 3 veces mayor que en España para todas las combinaciones binarias, respectivamente. El mayor grado de mala clasificación en España puede estar relacionado principalmente con la menor correlación entre la riqueza y los ingresos en este país (23). Intuitivamente, la menor asociación entre estas dos variables en España implica que la probabilidad de encontrar un hogar con bajos ingresos con insuficiente riqueza es inferior a la de un país donde estas variables están más estrechamente correlacionadas,

como en Estados Unidos. Los valores de O_2 que comparan los índices de pobreza de unión e intersección sirven para ilustrar este punto (ver cuadro n.º 6). En Estados Unidos alrededor del 32 por 100 de los hogares que son identificados bien como pobres en ingresos o pobres en patrimonio neto están privados en las dos dimensiones; mientras que en España este porcentaje es de alrededor del 13 por 100. Esto significa que en España, de aquellos hogares clasificados como pobres en alguna de las dos dimensiones, aproximadamente el 87 por 100 está desfavorecido en una única dimensión, mientras que en Estados Unidos esta proporción es de unos 17 puntos porcentuales inferior. En consecuencia, para las definiciones de pobreza basadas en el enfoque de la unión, la intersección y de anualidades, la mayor proporción de individuos con bajos ingresos y baja riqueza en Estados Unidos, podría explicar la mayor superposición y la menor clasificación errónea observada en este país en comparación con España.

CUADRO N.º 6

COINCIDENCIA ENTRE INDICADORES DE POBREZA EN ESTADOS UNIDOS Y ESPAÑA (*)
(Porcentaje)

ÍNDICES	RENTA Y RIQUEZA (**)					
	ESTADOS UNIDOS			ESPAÑA		
	O ₁	O ₂	O ₃	O ₁	O ₂	O ₃
Unión-Intersección	11,8	32,0	30,9	3,0	13,3	6,5
Unión-Anualidad (t = 1)	15,2	41,2	43,8	3,8	16,8	8,4
Unión-Anualidad (t = Esp. vida)	17,7	47,5	55,2	6,7	27,3	15,5
Intersección-Anualidad (t = 1)	11,4	72,7	29,5	2,6	62,5	5,6
Intersección-Anualidad (t = Esp. vida)	11,7	63,5	30,6	3,0	36,0	6,4
Anualidad (t = 1)-Anualidad (t = Esp. vida)	12,2	57,2	32,4	3,2	36,2	6,9

ÍNDICES	RENTA Y RIQUEZA NO INMOBILIARIA (***)					
	ESTADOS UNIDOS			ESPAÑA		
	O ₁	O ₂	O ₃	O ₁	O ₂	O ₃
Unión-Intersección	16,0	35,8	47,1	8,2	19,0	19,8
Unión-Anualidad (t = 1)	20,7	46,3	70,6	11,6	26,5	30,3
Unión-Anualidad (t = Esp. vida)	20,6	45,4	70,4	14,1	30,6	39,5
Intersección-Anualidad (t = 1)	15,3	71,7	44,3	7,2	56,4	17,0
Intersección-Anualidad (t = Esp. vida)	15,9	74,3	47,0	8,1	47,7	19,3
Anualidad (t = 1)-Anualidad (t = Esp. vida)	16,5	64,3	49,3	9,3	48,2	23,0

Notas:

(*) Las medidas O₁, O₂ y O₃ indican la proporción de hogares identificados como pobres por los dos índices expresados como porcentaje de todos los hogares (O₁), el grupo de hogares clasificados como pobres por, al menos, uno de los índices (O₂) y el grupo de hogares clasificados como pobres por, al menos, uno de los índices asumiendo que la incidencia de pobreza de renta y de activos es igual al 25 por 100 en ambos países (O₃).

(**) Para la definición de las variables de renta y riqueza, véase la sección III.1. Las variables de renta y riqueza se ajustan dividiendo cada variable por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar.

(***) Los resultados corresponden al caso en el que el umbral de pobreza de activos es igual a $Z_i/4$, y donde el umbral de pobreza de ingresos, Z_i , se sitúa en el 50 por 100 de la mediana del ingreso anual familiar equivalente. Además, el valor de la anualidad de activos se estima asumiendo un tipo de interés del 5 por 100. Es importante indicar que, aunque los resultados cambian ligeramente ante cambios del umbral de renta y tipo de interés, las principales conclusiones se mantienen inalteradas.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EFF 2002 y la SCF 2001 incluida en la base de datos LWS.

IV. CONCLUSIONES

En este artículo se examinan las implicaciones de los diferentes enfoques multidimensionales de la pobreza, basados en los ingresos y la riqueza, que se han propuesto en la literatura. Se muestran las diferencias implícitas en las definiciones alternativas de pobreza utilizando datos de dos países industrializados como Estados Unidos y España. El análisis de estos países es relevante por diversas razones. En primer lugar, Estados Unidos y España se caracterizan por un modelo de bienestar social catalogado como bastante débil en comparación a los de los países nórdicos (Esping-Andersen *et al.*, 2002). En consecuencia, la inclusión de la riqueza en la medición de la pobreza en el caso de estos dos países sería especialmente pertinente debido a la mayor importancia de los activos como un mecanismo de seguro privado en los países con baja protección social. Además, la comparación es interesante debido a las diferencias en la estructura de-

mográfica observada en estos dos países (Bover, 2010; Reher, 1998).

Las diferencias en la constitución de las familias y los sistemas de vida pueden influir en la relación entre los ingresos y la riqueza a lo largo del ciclo de vida y, por consiguiente, en la estructura de los pobres cuando se mide la pobreza con ingresos y riqueza.

Se estudia el efecto del empleo de distintas definiciones de pobreza teniendo en cuenta tanto los ingresos como la riqueza sobre la incidencia y la caracterización de los pobres. En concreto, se comparan dos enfoques multidimensionales de la pobreza que difieren de forma relevante en las cuestiones metodológicas y que pueden tener consecuencias importantes sobre la estructura de la pobreza. El primer enfoque, sugerido por Radner y Vaughan (1987) y Wolff (1990), considera a los ingresos y a la riqueza como independientes, por lo que cualquier deficiencia en una de las dimensiones no se puede compen-

sar con el exceso en la otra dimensión. Por otra parte, el segundo enfoque propuesto por Weisbrod y Hansen (1968) permite la posibilidad de compensación entre cantidades de atributos escasas y no-escasas en la medida en que los ingresos y la riqueza se integran en un único índice de bienestar.

Los resultados indican que la incidencia de la pobreza en Estados Unidos y España varía sustancialmente dependiendo de la forma en que se defina la pobreza. Se comprueba que las definiciones de pobreza de *unión* e *intersección* constituyen un límite superior e inferior sobre el número de hogares identificados como pobres, mientras que las tasas de pobreza calculadas con el criterio de la *renta vitalicia* se sitúa entre estos dos extremos. Además, el tamaño de la pobreza en Estados Unidos es mayor que en España, independientemente del enfoque de pobreza y las combinaciones de los umbrales de pobreza que se consideren. La diferencia más importante entre estos dos países se encuentra para la definición *intersección*, ya que la proporción de hogares identificados como pobres bajo este criterio en Estados Unidos es entre 1,5 y 6 veces mayor que en España. Notablemente, a pesar de la variación en el número de pobres, se encuentra que el perfil de pobreza es muy similar para los diferentes enfoques de pobreza. Así, los hogares cuyo cabeza de familia es menor de 35 años son los más expuestos a la pobreza, con un riesgo de pobreza claramente decreciente con la edad del cabeza de familia independientemente de la definición de la pobreza. Respecto a la cuestión del grado en que las diferentes definiciones de pobreza identifican los mismos hogares como pobres, los cálculos indican un alto nivel de error en la clasificación entre las definiciones de pobreza: para la mayoría de las comparaciones binarias de los índices de pobreza la proporción de hogares pobres que están mal clasificados está por encima de 50 por 100. También se obtiene que la tasa de la superposición de los índices de pobreza fue significativamente mayor en Estados Unidos. En este sentido, se cree que la mayor correlación entre los ingresos y la riqueza en la parte inferior de la distribución en Estados Unidos puede contribuir a explicar este resultado.

NOTAS

(1) El valor de \tilde{r}_i dependerá de la composición de la cartera de activos del hogar. Obsérvese que el rendimiento de los activos que generan rentabilidad se debe deducir de la renta para evitar la doble contabilización de la riqueza.

(2) El término $r_i/1 - (1 + r_i)^{-n}$ representa el valor de una anualidad de n periodos cuyo valor presente es una unidad de dinero. Siguiendo a WEISBROD y HANSEN (1968), se asume que toda la riqueza se anualiza

y no se dejan herencias. Sin embargo, como los autores reconocen, la consideración de herencias solo requiere una sencilla modificación en la ecuación [3].

(3) En particular, WEISBROD y HANSEN (1968) y los artículos posteriores que han utilizado la medida de la anualidad identifican la edad de los hogares con la edad del cabeza de familia. Precisamente, esta es la aproximación que se sigue en este artículo.

(4) Se utilizan los datos de la SCF de 2001 incluidos en la base de datos *Luxembourg Wealth Study* (LWS). El LWS es un proyecto internacional iniciado en 2003, cuyo objetivo principal es el de armonizar los microdatos de riqueza. En la actualidad, Austria, Canadá, Chipre, Finlandia, Alemania, Italia, Noruega, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos están contribuyendo con sus datos nacionales. La descripción completa de la base de datos LWS está disponible en <http://www.lisproject.org>.

(5) Para obtener una descripción detallada de la metodología utilizada en la primera ola de la EFF véase BOVER (2004).

(6) En efecto, la EFF fue construida siguiendo el modelo de la SCF (BOVER, 2004).

(7) El sobremuestreo en la EFF se basa en la información individual del Impuesto sobre el Patrimonio español, mientras que en SCF se basa en una muestra suplementaria de rentas altas extraída de los registros del Impuesto sobre la Renta. Para obtener más información sobre estos dos procedimientos, véase BOVER (2004) y KENNICKELL (2008).

(8) El método de imputación es la Técnica Zeta (Fritz) de imputación de la Reserva Federal que consiste en un método estocástico con una estructura iterativa y secuencial. Para más detalles véase KENNICKELL (1998 y 2000).

(9) En el anexo se encuentra una completa descripción de la información incluida en el SCF y la FEP, así como de las variables de renta y riqueza utilizadas en el análisis.

(10) En ambas encuestas se preguntó a los hogares sobre los ingresos recibidos durante el año anterior a la encuesta. Así, los datos de ingresos para España corresponden a 2001, mientras que para Estados Unidos se mide el ingreso que los hogares recibieron en el año 2000. Por otra parte, debido a que la encuesta española no incluye ninguna medida de los ingresos netos de impuestos y de las cotizaciones al sistema de Seguridad Social, se ha decidido utilizar una medida de ingresos brutos.

(11) Esta categoría incluye el valor del oro, la plata, las antigüedades, las colecciones de sellos y otros coleccionables del hogar.

(12) En esta categoría se incluye el valor de los préstamos a plazo, otros préstamos de instituciones financieras y la deuda informal. Obsérvese que la medida de patrimonio neto incluye las deudas sobre bienes de consumo duradero a pesar de que no incluye el valor de estos activos. Como WOLFF (1998) ha señalado, los préstamos para la adquisición de los bienes de consumo duradero habitualmente suelen exceder su valor de reventa poco después de la compra.

(13) En contraste con los análisis de la distribución de la renta, en el caso de la riqueza no existe una aproximación estándar para cuantificar las diferencias en las necesidades de los distintos tipos de hogares. En un debate reciente sobre el uso de las escalas de equivalencia en el análisis de la distribución de la riqueza, SIEMINSKA y SMEEDING (2005) muestran que las medidas de desigualdad en la distribución de la riqueza son sensibles a las escalas de equivalencia y disminuyen cuando se supone mayores economías de escala.

(14) Este es un caso particular de la familia de escalas de equivalencia propuesta por BUHMANN *et al.*, (1988) ampliamente utilizado en los análisis de pobreza y desigualdad, donde las necesidades de los hogares son iguales a S^θ , siendo S el tamaño del hogar y θ la elasticidad del índice de escala, que en nuestro caso se iguala a 0.5.

(15) Para un análisis excelente de los métodos oficiales utilizados para medir la pobreza en renta en Estados Unidos y en países de la Unión Europea, véase NOTTEN y NEUBOURG (2007).

(16) JESUIT y SMEEDING (2002) muestran que en Estados Unidos la línea de pobreza absoluta está cercana al umbral del 40 por 100.

(17) Esta opción difiere de la adoptada por HUBBARD *et al.* (1995) para analizar la relación entre los programas de bienestar social en función de los recursos basados en activos y el número de hogares con poca riqueza en Estados Unidos. En particular, estos autores utilizan un umbral de riqueza específico por hogar que depende de los ingresos del hogar, de forma que cada hogar con patrimonio neto anual inferior a sus ingresos corrientes se identifica como pobres en activos (*asset-poor*). Una desventaja importante de esta metodología es que es posible que los hogares con bajos niveles de patrimonio puedan no ser considerados como pobres en activos cuando también tengan ingresos bajos, mientras que los hogares con gran cantidad de riqueza puedan ser identificados como pobres en riqueza (*wealth-poor*) simplemente porque su riqueza es relativamente baja en comparación con sus ingresos.

(18) Esta definición difiere de la de HAVEMAN y WOLFF (2005) y CANER y WOLFF (2004) en que ellos utilizan los umbrales de pobreza condicionados al tamaño de la familia propuestos por el *National Academy of Science Panel* de Estados Unidos en lugar de los umbrales relativos de pobreza en renta aquí considerados.

(19) Este resultado para Estados Unidos es similar al encontrado para este país por BUDRIA *et al.* (2002). Estos autores calculan que el coeficiente de correlación entre la renta y la riqueza en Estados Unidos en 1998 fue igual a 0,6.

(20) Nuestros resultados en Estados Unidos son similares a los encontrados por RADNER y VAUGHAN (1987). Estos autores calculan una matriz de transición usando los datos de 1979, y obtienen un valor del índice de movilidad igual a 0,85.

(21) Los resultados en los cuadros n.ºs 3 y 4 corresponden a los casos en que se utiliza el valor neto para medir la riqueza del hogar; la anualidad obtenida de la riqueza se calcula suponiendo un tipo de interés del 5 por 100, Z_y es igual al 50 por 100 de la mediana de la renta anual equivalente de la familia, y el umbral de pobreza en riqueza es igual a $Z_y/4$. Los resultados, que no se presentan aquí pero están disponibles a petición de los interesados, sugieren que las conclusiones no varían cuando el patrimonio neto se sustituye por la riqueza no residencial (NHW) ni cuando se consideran combinaciones alternativas de tipos de interés y las líneas de pobreza.

(22) Nótese que este ejercicio no constituye un intento de ofrecer un modelo causal para los ingresos y la pobreza en términos de activos. Por el contrario, este modelo está pensado para servir simplemente como una descripción estadística de la relación entre el estado de pobreza y las características de los hogares, como el sexo, la edad, el nivel de educación y la situación laboral del cabeza de familia, así como otras variables relacionadas con el tipo de alojamiento.

(23) Según las cifras presentadas en la sección III.2, en España los coeficientes de correlación entre los ingresos y el patrimonio neto y entre los ingresos y la riqueza no residencial son de 0,15 y 0,12, respectivamente, mientras que en Estados Unidos estas cifras son de 0,5 y 0,49.

BIBLIOGRAFÍA

- BECKER, S.; BENTOLILA, S.; FERNANDES, A., e ICHINO, A. (2005), «Youth emancipation and perceived job insecurity of parents and children». Discussion Paper n.º 5339, Centre for Economic Policy Research.
- BOURGUIGNON, F., y CHAKRAVARTY, S.R. (2003), «The Measurement of Multidimensional Poverty», *Journal of Economic Inequality*, 1(1): 25-49.
- BOVER, O. (2004), «The Spanish Survey of Household Finances (EFF): Description and Methods of the 2002 Wave». Occasional Paper número 0409, Banco de España.
- (2010), «Wealth Inequality and Household Structure: U.S. vs. Spain», *Review of Income and Wealth*, 56(2): 259-290.

BUDRIA, S.; DÍAZ-JIMÉNEZ, J.; QUADRINI, V., y RÍOS-RULL, J.V. (2002), «Updated Facts on the U.S. Distributions of Earnings, Income and Wealth», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, verano, 26(3): 2-35.

BUHMANN, B.; RAINWATER, L.; SCHMAUSS, G., y SMEEDING, T. (1988), «Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database», *Review of Income and Wealth*, 34(2): 115-142.

CANER, A., y WOLFF, E.N. (2004), «Asset Poverty in the United States, 1984-1999: Evidence from the Panel Study of Income Dynamics», *Review of Income and Wealth*, Series 50, 4: 493-518.

CHAKRAVARTY, S.R., y SILBER, J. (2007), «The Axiomatic Approach to Multidimensional Poverty Measurement», en N. KAKWANI y J. SILBER, *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*, Palgrave-Macmillan, Londres.

CHAKRAVARTY, S.R.; DEUTSCH, J., y SILBER, J. (2005), «On The Watts Multidimensional Poverty Index». Trabajo presentado en la International Conference on The Many Dimensions of Poverty, International Poverty Centre, Brasilia, agosto de 2005.

DAVIES, J.B., y SHORROCKS, A.F. (2000), «The Distribution of Wealth», en A.B. ATKINSON y F. BOURGUIGNON (eds.), *Handbook of Income Distribution*, North-Holland, Amsterdam, 1, pp. 605-675.

ESPING-ANDERSEN, G.; GALLIE, D.; HEMERICK, A., y MYLES, J. (2002), *Why We Need a New Welfare State*, Oxford University Press, Oxford, UK.

FERNÁNDEZ-CORDÓN, J.A. (1997), «Youth Residential Independence and Autonomy: a Comparative Study», *Journal of Family Issues*, 18(6): 576-607.

HAVEMAN, R., y WOLFF, E. (2005), «The Concept and Measurement of Asset Poverty: Levels, Trends and Composition for the U.S., 1983-2001», *Journal of Economic Inequality*, 2(2): 145-169.

HUBBARD, R.G.; SKINNER, J., y ZELDES, P. (1995), «Precautionary Saving and Social Insurance», *The Journal of Political Economy*, 103(2): 360-399.

JÄNTTI, M.; SIEMINSKA, E., y SMEEDING, T. (2008), «The Joint Distribution of Household Income and Wealth: Evidence from the Luxembourg Wealth Study». OECD Social Employment and Migration, Working Papers n.º 65, OECD.

JAPPELLI, T. (1990), «Who is Credit Constrained in the U.S. Economy?», *Quarterly Journal of Economics*, 105(1): 219-234.

JARVIS, S., y JENKINS, S.P. (1998), «Low Income Dynamics in 1990s Britain», *Fiscal Studies*, 18(2): 123-142.

JESUIT, D., y SMEEDING, T. (2002), «Poverty and Income Distribution». Working Paper n.º 293, Luxembourg Income Study.

KENNICHELL, A. (1998), «Multiple Imputation in the Survey of Consumer Finances». Working Paper SCF group, Federal Reserve Board.

— (2000), «Wealth Measurement in the Survey of Consumer Finances: Methodology and Directions for Future Research». Working Paper SCF group, Federal Reserve Board.

— (2008), «The Role of Over-Sampling of the Wealthy in the Survey of Consumer Finances», *Irving Fisher Committee Bulletin*, n.º 28, agosto de 2008.

NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS, *National Vital Statistics Reports*, 51(3). Disponible en: http://www.cdc.gov/nchs/data/nvsr/nvsr51/nvsr51_05.pdf.

NOTTEN, G., y NEUBOURG de, C. (2007), «Relative or absolute poverty in the US and EU? The battle of the rates». MGSOG Working Paper, 2007/001, Maastricht Graduate School of Governance, Maastricht University, Maastricht.

- RADNER, D., y VAUGHAN, D. (1987), «Wealth, Income, and the Economic Status of Aged Households», en E. WOLFF (eds.), *International Comparisons of the Distribution of Household Wealth*.
- REHER, D.S. (1998), «Family ties in Western Europe: persistent contrasts», *Population and Development Review*, 24(2): 203-234.
- SHORT, K., y RUGGLES, P. (2006), «Experimental Measures of Poverty and NetWorth: 1996», *Journal of Income Distribution*, Special issue on assets and poverty, pp. 8-21.
- SHORROCKS, A.F. (1978), «The Measurement of Mobility», *Econometrica*, 46: 1013-1024.
- SIERMINSKA, E., y SMEEDING, T.M. (2005), «Measurement Issues: Equivalence Scales, Accounting Framework, and Reference Unit». Trabajo presentado en el Luxembourg Wealth Study Workshop, Perugia, 27-29 de enero de 2005.
- SPANISH STATISTICAL OFFICE (INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE), *Figures on life expectancy for the Spanish population 1991-2007*. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/tabla.do?type=pcaxis&path=/t20/p319a/1991-2007/10/&le=01001.px>.
- VAN DEN BOSCH, K. (1998), «Poverty and Assets in Belgium», *Review of Income and Wealth*, 44(2): 215-228.
- WEISBROD, B., y HANSEN, W.L. (1968), «An Income-Net Worth Approach to Measuring Economic Welfare», *American Economic Review*, 58: 1315-1329.
- WOLFF, E.N. (1990), «Wealth holdings and Poverty Status in the U.S.», *Review of Income and Wealth*, 30(2): 143-165.
- (1998), «Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth», *Journal of Economic Perspectives*, 12: 131-150.
- ZAGORSKY, J.L. (2006), «Measuring Poverty Using both Income and Wealth», *Journal of Income Distribution*, Special issue on assets and poverty, pp. 22-40.

ANEXO

A.1. INFORMACIÓN EN LA EFF Y LA SCF

TABLA A.1

INFORMACIÓN INCLUIDA EN LA EFF 2002 Y LA SCF 2001 DE LA BASE DE DATOS LWS (*)

	EFF 2002		SCF 2001	
	Propiedad	Valor	Propiedad	Valor
Activos reales				
Residencia principal	d	d	d	d
Otras propiedades inmobiliarias	d	d	d	d
Vehículos	d	d	d	d
Acciones	d	d	d	d
Bienes duraderos y coleccionables	d	d	d	d
Activos financieros				
Ahorro y depósitos	d	d	d	d
Activos de renta fija	d	d	d	d
Fondos de pensiones	d	d	d	d
Acciones	d	d	d	d
Planes de pensiones privados	d	d	d	d
Seguros de vida	d	d	d	d
Otros activos financieros	d	d	d	d
Deudas				
Residencia principal	d	d	d	d
Otras propiedades inmobiliarias	d	d	d	d
Vehículos y préstamos para educación ...	d	d	d	d
Otras deudas	d	d	d	d

Nota: (*) d = disponible.

Fuente: Elaboración propia utilizando EFF 2002 y SCF 2001 incluida en la base de datos LWS.

A.2. CODIFICACIÓN DE LA EDUCACIÓN

Para clasificar a los hogares en los grupos según el nivel educativo del cabeza de familia se sigue la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (*International Standard Classification of Education*, ISCED) elaborada por la UNESCO:

— BAJA: Incluye ninguna educación preescolar, educación primaria, secundaria obligatoria y formación profesional inicial.

— MEDIA: Incluye educación secundaria superior, formación profesional básica y educación post-secundaria.

— ALTA: Incluye educación profesional especializada, universidad, y (post)-doctorado y niveles equivalentes.

COLABORACIONES

II. DESIGUALDAD ECONÓMICA Y MERCADO DE TRABAJO

Resumen

Este artículo ofrece una panorámica de la literatura que estudia la relación entre el ciclo económico y la desigualdad salarial, por un lado, y un análisis de la evolución de la desigualdad salarial en España en el periodo 2004-2010, por otro lado. Utilizando datos de la Muestra Continua de Vidas Laborales, los resultados indican que la dispersión salarial, que estaba disminuyendo durante la etapa expansiva, ha aumentado con la crisis económica. Además, las diferencias salariales han variado no solo entre trabajadores definidos de acuerdo con variables personales, del puesto de trabajo o del empleador, sino también dentro de estos grupos.

Palabras clave: ciclo económico, desigualdad salarial, distribución salarial, datos administrativos.

Abstract

This paper provides an overview of the literature on the relationship between business cycle and wage inequality, on the one hand, and an analysis of the evolution of wage inequality in Spain across the period 2004-2010, on the other hand. Using administrative data from the «Continuous Sample of Working Life», our results suggest that wage differentials, which were decreasing during boom years, have increased in the downturn. Moreover, the effects of the covariates (personal, job and employer attributes) have not remained constant over time, having affected the between-groups but also the within-groups wage inequality.

Key words: business cycle, wage inequality, wage distribution, administrative data.

JEL classification: J31, J60.

CRISIS ECONÓMICA Y DESIGUALDAD SALARIAL (*)

Carlos GARCÍA-SERRANO

José María ARRANZ

Universidad de Alcalá

I. INTRODUCCIÓN

LA crisis económica y de empleo que comenzó a finales de 2007, que azotó inicialmente al sector de la construcción y, en menor medida, a la industria manufacturera, ha provocado enormes cambios en la composición del empleo asalariado. El peso de los varones, los jóvenes (16-30 años), los trabajadores con contratos temporales y aquellos con un nivel de estudios bajo y ocupados en puestos de trabajo manuales (especialmente en puestos menos cualificados) ha disminuido con respecto a la situación existente antes del comienzo de la crisis. Además, la experiencia laboral media y la antigüedad en el empleo han aumentado, puesto que la destrucción del empleo se ha concentrado en puestos ocupados por trabajadores con menos experiencia y antigüedad. Esto es esencialmente lo contrario de lo que sucedió durante el periodo expansivo, cuando la participación de los jóvenes y de los empleados en sectores como la construcción aumentó y el número de trabajadores con contratos temporales y en puestos de baja cualificación también creció, si bien la tasa de temporalidad y el peso de los puestos poco cualificados apenas se alteraron (1).

Con el advenimiento de la crisis y el incremento del desempleo, resulta evidente que la dimensión de la desigualdad laboral que tiene que ver con la diferencia entre quienes tienen un

empleo y quienes no lo tienen pero lo quieren y lo están buscando habrá aumentado, no solo porque el tamaño relativo de ambos colectivos (que ocupan su tiempo vital de forma radicalmente distinta) ha variado, disminuyendo el primero e incrementándose el segundo, sino porque dicha diferencia da lugar a un incremento de la desigualdad en términos de ingresos (totales) y, como consecuencia, de niveles de vida y bienestar. La falta de empleo no solo se produce en los periodos recesivos de la economía, también se da en las etapas expansivas. Pero las recesiones (especialmente si se prolongan en el tiempo) van acompañadas de incrementos del nivel y de la tasa de paro, por lo que la desigualdad asociada a la falta de empleo se incrementa.

Adicionalmente, una vez que comienza una recesión, suele ser habitual que se produzca un incremento de la duración de los periodos de desempleo. Es decir, no solo hay más personas desocupadas en un determinado momento del tiempo sino que, además, estas pasan periodos más largos fuera de la ocupación. Nuevamente, esto tiende a aumentar la desigualdad en el mercado laboral entre quienes trabajan todo el tiempo y quienes son desempleados en algún momento (2).

Sin embargo, hay otra dimensión de la desigualdad en el mercado de trabajo que se produce solo entre quienes están ocupados y que tiene que ver con las diferen-

cias salariales, es decir, el hecho de que los ingresos laborales (por hora o por día) difieren entre las personas ocupadas. En todos los países se observa un grado mayor o menor de desigualdad salarial, que además no es constante sino que va variando con el paso del tiempo como consecuencia de la influencia de una serie de factores muy diversos (Acemoglu, 2003; Atkinson, 2008). La cuestión es saber cuál es el impacto que tienen las condiciones macroeconómicas y del mercado de trabajo sobre la desigualdad salarial, es decir, si el ciclo económico influye de alguna forma en las diferencias salariales observadas.

Este es el tema principal del que se ocupa este artículo, cuyo objetivo se centra en aportar algo de información sobre cómo el ciclo económico afecta, primero, a la ocupación y, en consecuencia, a la distribución de los ingresos, y segundo, a las diferencias salariales individuales. Esto se hace para la economía española en el periodo 2004-2010. Este periodo se ha caracterizado por un cambio drástico en las condiciones económicas: de una etapa de fuerte crecimiento de la producción, creación de empleo neto y reducción del paro (2004-2007) a otra de recesión, destrucción masiva de puestos de trabajo y aumento del desempleo (2008-2010).

La base de datos que se utiliza es la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL), fuente estadística generada a partir de los registros administrativos de la Seguridad Social, cuyos microdatos (en particular, el módulo fiscal) ofrecen información salarial junto a una gran cantidad de características personales, del puesto y de la empresa en que está ocupado el trabajador. Como esta base de datos es bastante conocida, no se dedica una sección específica a

la presentación de la misma (3), aunque debe mencionarse que los autores la utilizan a partir del «enlace» de las sucesivas ediciones anuales y no como una mera sucesión de cortes transversales (4).

El artículo se organiza de la siguiente manera. La sección II revisa la literatura sobre diferencias salariales y los trabajos empíricos que han analizado la evolución de la dispersión salarial en el caso de España. La sección III examina la evolución de los ingresos procedentes de diversas fuentes y su combinación según la situación laboral de los individuos durante el periodo de análisis. La sección IV examina la evolución de la dispersión salarial agregada y de las diferencias salariales entre grupos de trabajadores y dentro de los grupos, de modo que se investiga el impacto que ha tenido el ciclo económico y, en particular, el paso de una etapa expansiva a otra recesiva, sobre las diferencias salariales. La sección V contiene las conclusiones del trabajo.

II. DESIGUALDAD SALARIAL, CICLO ECONÓMICO Y EVIDENCIA PARA ESPAÑA

Durante las últimas décadas se han producido transformaciones que han afectado a la estructura salarial en los países desarrollados. Estas transformaciones (dentro de las cuales se encuentran el aumento de la competencia extranjera en los mercados de bienes y servicios, la feminización del mercado de trabajo, la mayor terciarización del empleo, el aumento del nivel educativo de la población, el incremento de los flujos de inmigración y los procesos de reducción de la sindicación de los trabajadores y de descentralización de la negociación colectiva) han estado acompañadas por cambios tecnológicos que han

provocado un cambio en la demanda de mano de obra favoreciendo a los trabajadores más cualificados frente a los menos cualificados (Juhn *et al.*, 1993; Katz y Autor, 1999; Atkinson, 2008; Lemieux, 2008; Antonczyk *et al.*, 2010).

Estas transformaciones han dado lugar a cambios en la distribución salarial, cambios que pueden descomponerse en diferencias salariales entre-grupos (normalmente definidos por categorías demográficas o de cualificaciones) y diferencias salariales intra-grupos (desigualdad salarial residual). La metodología utilizada en gran parte de la literatura ha consistido en «explicar» los cambios en los salarios (y el empleo) relativos entre grupos diferentes mediante cambios en la oferta y la demanda y en las instituciones del mercado de trabajo, mientras que los cambios en la desigualdad salarial intra-grupos pueden reflejar los cambios en los rendimientos de las cualificaciones producidos por las fuerzas del mercado o como consecuencia de las instituciones laborales.

Esta explicación basada en la oferta, la demanda y las instituciones, que ha sido utilizada en relación con el origen de la desigualdad salarial, sus cambios a lo largo del tiempo y las diferencias internacionales, tiene tres partes (Freeman y Katz, 1994; Blau y Kahn, 1996 y 1999; Katz y Autor, 1999). La primera es el supuesto de que los diferentes grupos demográficos y de cualificación son sustitutos imperfectos en la producción. Esto significa que los desplazamientos de la oferta y de la demanda de cualificaciones laborales pueden alterar los resultados salariales y de empleo. La segunda parte es que las mismas perturbaciones de la oferta y la demanda pueden tener efectos

distintos en los salarios y el empleo relativos dependiendo de las diferencias en las instituciones del mercado de trabajo. La tercera tiene que ver con los cambios institucionales, como la desregulación de los mercados de bienes y servicios y los cambios en el grado de centralización o de coordinación de la negociación colectiva, que también pueden alterar la estructura salarial directamente.

La evidencia empírica en el campo de las diferencias internacionales no es muy abundante. En líneas generales, los resultados a los que se ha llegado son básicamente tres (Blau y Kahn, 1996 y 2005; Devroye y Freeman, 2002; OCDE, 2004; Freeman, 2007; Simón, 2010). En primer lugar, la desigualdad salarial se encuentra asociada fuertemente a las características de los puestos y de los centros de trabajo, aunque las características de los individuos desempeñan un papel que no es despreciable; por tanto, si bien las diferencias internacionales en cuanto a composición de la fuerza laboral tienen una cierta influencia en las diferencias de la dispersión salarial, los atributos de los puestos y de las empresas influyen más que los de los trabajadores a la hora de modelar las diferencias internacionales de la desigualdad salarial.

En segundo lugar, la influencia de las características observadas se explica comparativamente más por las diferencias en los rendimientos que por las diferencias en las dotaciones (la distribución de las características individuales, de los puestos y de las empresas).

Y en tercer lugar, aunque las diferencias en la heterogeneidad de personas y puestos entre los países puede contribuir a nuestro conocimiento sobre los niveles de desigualdad salarial, en realidad

explican solo una pequeña parte de las diferencias internacionales. Además, las instituciones y las fuerzas del mercado pueden desempeñar un cierto papel en la explicación de las diferencias internacionales de los rendimientos salariales y, por tanto, de la desigualdad. Sin embargo, la desigualdad «residual» tiene un peso muy elevado, lo que significa que desconocemos la mayor parte del origen de la desigualdad salarial entre países.

Aparte del interés que puede tener el análisis transversal de las diferencias de la desigualdad salarial observada entre países (y los factores que pueden explicarlas), también es relevante plantearse qué sucede con la desigualdad a lo largo del tiempo y si esta presenta algún tipo de tendencia o es sensible a las circunstancias del ciclo económico.

Aunque el examen de la dispersión salarial y sus determinantes ha sido objeto de muchos estudios en las últimas décadas en la mayoría de los países de la OCDE, no es muy numeroso con datos españoles. Aun así, España parece un país interesante para este tipo de análisis porque es uno de los pocos países desarrollados en el cual la dispersión salarial ha caído entre mediados de los años 1990 y mediados de los 2000 (es decir, coincidiendo con una expansión económica y antes de que comenzase la recesión), a pesar de que presenta un nivel de dispersión intermedio en comparación con otros países de la Unión Europea (OCDE, 2007 y 2009). En general, en la mayor parte de los países desarrollados la desigualdad salarial ha tendido a aumentar o no ha variado desde los años 1980 hasta mediados de los 2000. Por ejemplo, tanto en los Estados Unidos de América (EUA) como en Alema-

nia, la desigualdad entre los valores ha crecido a un ritmo de un 1 por 100 por año desde principios de los años 1970 y de los 1980, respectivamente (véase Autor *et al.*, 2008; Dustmann *et al.*, 2009). Esa es la tasa de reducción observada en España en el periodo 1997-2006 (Bonhomme y Hospido, 2012).

Con respecto al impacto de los periodos de expansión o recesión en la desigualdad salarial, debe decirse que los trabajos que se han ocupado de esta cuestión son más bien escasos. La literatura se ha centrado sobre todo en explicar las tendencias de la desigualdad salarial a lo largo del tiempo pero sin prestar especial atención a su evolución cíclica o, alternativamente, la mayor parte de los estudios sobre la evolución de los salarios a lo largo del ciclo se ha centrado en el comportamiento de los salarios medios y si estos son procíclicos o contracíclicos. Algunos de estos trabajos simplemente señalan que los salarios serían más procíclicos para los trabajadores de salarios bajos que para los trabajadores de salarios altos, por lo que las recesiones aumentarían la dispersión. Existen pocos estudios que se plantean directamente la cuestión del comportamiento cíclico de la desigualdad salarial.

Uno de ellos es el de Barlevy y Tsiddon (2006). Estos autores analizan los cambios de la dispersión salarial (también de la renta) a lo largo del ciclo económico en EUA en tres etapas distintas: a comienzos del siglo xx (cuando la desigualdad estaba creciendo), en los años 1930-1940 (cuando estaba disminuyendo) y a partir de los años 1960 (cuando estaba aumentando). Su argumento es que el comportamiento cíclico de la desigualdad salarial no es uniforme sino que depende de la di-

rección de su tendencia. Dicho de otro modo, si se quiere identificar el efecto de las fluctuaciones cíclicas sobre la desigualdad, se necesita tener en cuenta cómo interaccionan dichas fluctuaciones con los cambios a largo plazo de la distribución salarial; en caso contrario, los cambios de la desigualdad a lo largo del ciclo se medirán de forma sesgada. Sus resultados sugieren que las recesiones contribuyen más al incremento de la desigualdad en las épocas en que esta está creciendo, pero aceleran su reducción en las épocas en que está disminuyendo.

Otro trabajo es el de Dimelis y Livada (1999), en el que estudian la relación entre variables macroeconómicas (como el PIB real per cápita o la tasa de paro) e indicadores de desigualdad (de la renta) para cuatro países para un periodo que va (dependiendo del país) desde principios de la década de 1960 hasta finales de la de 1980. Sus resultados indican que los índices de desigualdad se mueven de forma contracíclica con el PIB en EUA y Reino Unido y de forma procíclica con el paro en EUA, Reino Unido e Italia, mientras que Grecia se comporta de forma contraria al resto de países. Además, las decilas inferiores de la distribución se benefician durante las expansiones a la vez que las decilas intermedias y altas no se ven afectadas o pierden en el caso de EUA y Reino Unido. Estos resultados irían en la línea del estudio clásico de Kuznets (1953), quien encontró que la participación de los grupos de renta alta en los ingresos totales aumentaba durante las recesiones y disminuía durante las expansiones, utilizando datos de EUA para el periodo de entreguerras.

¿Qué podemos decir sobre España? Existen algunos estudios

que permiten aproximarse a la cuestión del comportamiento cíclico de la desigualdad salarial. Hidalgo (2010) analiza la evolución de la desigualdad salarial desde 1980 hasta 2000 utilizando la información procedente de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) en 1980-81 y 1990-91 y de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) en 1985-86, 1990-91, 1995-96 y 2000-01. Este autor se centra en un colectivo muy concreto (los varones que son persona principal del hogar, que son los únicos perceptores de salarios del hogar y que han trabajado más de trece horas en la semana de referencia), por lo que sus resultados no pueden considerarse representativos del total de la población (ni siquiera del total de los varones). La variable salarial que utiliza son los salarios anuales. Estos resultados indican que la desigualdad, medida por la diferencia entre el logaritmo de los salarios de los percentiles 90 y 10 de la distribución salarial, disminuyó en la segunda mitad de los años 1980, aumentó en 1990-1995 y se redujo en 1995-2000. Este comportamiento contracíclico se observa también cuando se examina la evolución de la parte alta de la distribución (brecha 90/50) y en menor medida de la parte baja (brecha 50/10), puesto que en este último caso la desigualdad creció en la segunda mitad de los años 1990. En conjunto, la desigualdad salarial apenas cambió entre 1985 y 2000, aunque se redujo en la parte alta de la distribución y aumentó en la parte baja.

Estos resultados se confirman en líneas generales con los datos procedentes de la MCVL que utilizan Bonhomme y Hospido (2012). Estos autores construyen una variable salarial que es el salario diario a partir de las bases de cotización mensuales, analizan el periodo

1988-2010 y encuentran que la ratio 90/10 aumentó un 16 por 100 en 1988-1996, disminuyó un 9,5 por 100 en 1997-2006 y creció un 9,6 por 100 en 2007-2010 en el caso de los varones. El patrón contracíclico también se observa para las ratios 90/50 y 50/10. Sin embargo, esto no sucede en el caso de las mujeres (solo para la ratio 50/10) (5).

Por otro lado, Carrasco *et al.* (2011) e Izquierdo y Lacuesta (2012) analizan la evolución de la dispersión salarial utilizando la información procedente de la Encuesta de Estructura Salarial en tres momentos temporales (1995, 2002 y 2006). Sus resultados apuntan a que la dispersión disminuyó durante este periodo básicamente expansivo, aunque la reducción fue muy pequeña durante la etapa 1995-2002 y más elevada durante la etapa 2002-2006. Pijoan y Sánchez-Marcos (2010), con información de la ECPF y del Panel de Hogares, encuentran que la desigualdad aumentó en el periodo recesivo 1992-1997 y disminuyó en los periodos expansivos 1985-1992 y 1997-2001.

En resumen, con las limitaciones impuestas por la disponibilidad de las bases de datos y la selección de las muestras estudiadas, cabe concluir que la economía española parece caracterizarse por un comportamiento contracíclico de la desigualdad salarial en los últimos treinta años (6). En cuanto a los factores que se encuentran detrás de esta evolución de la desigualdad salarial, Izquierdo y Lacuesta (2012) obtienen que la dispersión salarial decreciente observada entre 1995 y 2006 es el resultado de los efectos contrapuestos de los cambios en la composición de la población activa (en particular, la edad y la educación, que habrían aumentado

la desigualdad) y los cambios en los rendimientos (que habrían reducido la desigualdad). Carrasco *et al.* (2011) llegan a unos resultados similares, con el hallazgo adicional de que los atributos de los puestos de trabajo también contribuyeron a reducir la desigualdad. Este último resultado ya había sido avanzado por Simón (2009), quien resaltó la relevancia de las características de las empresas como elementos que ayudaron a disminuir la desigualdad salarial en dicho periodo. De hecho, este autor encuentra que la mayor parte de la reducción de la desigualdad salarial en 1995-2002 puede atribuirse a los cambios en la composición de la población ocupada y, sobre todo, de las empresas. Sin embargo, Izquierdo y Lacuesta (2012) y Carrasco *et al.* (2011) consideran que eso no es lo que sucedió en el periodo 1995-2006 (y, en particular, en 2002-2006).

III. DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS Y SITUACIÓN LABORAL EN ESPAÑA

El módulo fiscal de la MCVL permite conocer los ingresos percibidos por los individuos según la clave de percepción (CL), es decir, según la fuente de la que proceden sus ingresos (7). La ventaja que tiene esta base de datos es que se pueden sumar las cuantías que recibe cada persona según el tipo de percepción. Por ejemplo, si un individuo tiene tres pagadores (empresas o entidades) diferentes con tres percepciones de ingresos por cuenta ajena, estas se suman y se considera que son ingresos salariales por cuenta ajena del mismo perceptor. Para calcular la media (y cualquier otra medida de la distribución) se establece como condición realizar dicha agregación para individuos diferentes.

Esto significa que a partir de esta información es posible clasificar a las personas en cuatro colectivos según el tipo de percepción que reciben en algún momento del año: asalariados, pensionistas, perceptores de prestaciones por desempleo y no asalariados. Lo interesante es que, de la misma forma que habrá individuos que a lo largo de un año solo reciben un tipo de percepción y, por tanto, pueden ser clasificados fácilmente de acuerdo con las categorías anteriores (por ejemplo, un asalariado que ha estado ocupado todo el año o una parte del mismo pero no ha recibido ingresos de otras fuentes), también habrá individuos que a lo largo de un año reciben dos o más tipos de percepciones y, además, combinadas de diferente forma (por ejemplo, un asalariado que ha pasado al paro, ha recibido prestaciones por desempleo y posteriormente ha comenzado a trabajar como no asalariado, todo en el mismo año). Por ello, planteamos una clasificación que combina las situaciones anteriores a lo largo del año, lo que permite relacionar la información sobre ingresos con las situaciones laborales de los individuos.

El cuadro n.º 1 proporciona la distribución de los individuos de la muestra de acuerdo con esta clasificación para el periodo 2004-2010 (se han agrupado algunas categorías de combinaciones de pequeño tamaño). El panel superior ofrece la información referida a las cuatro categorías básicas consideradas, mientras que el panel inferior proporciona la clasificación completamente desagregada con todas las posibles combinaciones de percepción de ingresos a lo largo de un año. Es evidente que los porcentajes del panel superior no suman 100 sino más de 100, dado que un mismo individuo puede pertenecer a más

de una categoría y, por tanto, se cuenta tantas veces como categorías a las que pertenezca (en el ejemplo anterior, la persona que recibe ingresos salariales, prestaciones por desempleo y rentas de actividades económicas en un mismo año estaría englobada en las tres categorías mencionadas). Sin embargo, los porcentajes del panel inferior sí suman 100 porque son mutuamente excluyentes (en el ejemplo considerado, el individuo solo estaría incluido en la categoría conjunta de asalariado, perceptor de prestaciones por desempleo y no asalariado).

La información contenida en el cuadro n.º 1 permite apreciar que en torno a dos tercios de los individuos se pueden considerar asalariados, en el sentido de que reciben algún ingreso procedente del trabajo. De estos, la mayor parte solo reciben este tipo de ingreso durante todo o parte del año, mientras que la percepción de salarios y prestaciones por desempleo, de salarios y pensiones o de salarios y rentas de actividades económicas son combinaciones menos frecuentes. Entre quienes perciben prestaciones por desempleo en algún momento del año, la situación más habitual es combinar anualmente la prestación con la percepción de salarios, mientras que entre quienes perciben pensiones lo más común es ser solo pensionista a lo largo del ejercicio económico. Finalmente, en el colectivo de personas que perciben en algún momento del año rendimientos de actividades económicas, es tan frecuente ser exclusivamente no asalariado a lo largo del ejercicio económico como combinar los rendimientos de actividades económicas con los salarios en el año.

El aspecto de más interés de los datos mostrados en el cuadro número 1 tiene que ver con el

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN DE LAS PERSONAS SEGÚN DIFERENTES COMBINACIONES DE PERCEPCIONES EN EL AÑO (PORCENTAJE)
España (MCVL, 2004-2010)

<i>Tipo de relación laboral en función del tipo de ingreso</i>	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Total asalariados.....	65,72	67,52	68,24	68,44	68,02	65,20	63,51
Total pensionistas.....	29,84	28,73	28,31	28,27	28,69	29,20	29,53
Total perceptores prestación desempleo.....	13,21	12,93	13,08	13,75	16,98	21,59	22,84
Total no asalariados.....	8,27	7,85	7,45	8,01	7,91	7,47	7,29
Total porcentaje.....	117,04	117,03	117,08	118,47	121,60	123,46	123,17
Asalariado (solo).....	49,06	50,79	51,57	50,78	47,50	43,02	41,66
Asalariado y perceptor prestac.....	8,71	8,69	8,78	9,10	11,62	13,71	13,63
Asalariado y pensionista.....	3,27	3,50	3,51	4,02	4,25	4,03	3,98
Asalariado y no asalariado.....	3,15	3,04	2,92	2,92	2,76	2,43	2,26
Asalariado y otras combinaciones.....	1,53	1,50	1,46	1,62	1,89	2,01	1,98
Perceptor prestaciones desempleo (solo).....	2,59	2,41	2,49	2,64	3,12	5,32	6,56
Perceptor prestaciones y otras combinaciones.....	0,61	0,57	0,58	0,64	0,63	0,81	0,92
Pensionista (solo).....	23,25	22,06	21,76	21,04	20,96	21,51	21,85
Pensionista y no asalariado.....	1,87	1,72	1,60	1,64	1,65	1,61	1,61
No asalariado (solo).....	2,26	2,16	2,05	2,44	2,47	2,33	2,29
Otro tipo de ingresos.....	3,69	3,57	3,29	3,14	3,15	3,23	3,25
Total porcentaje.....	100	100	100	100	100	100	100
Total individuos diferentes.....	913.857	976.706	1.006.496	1.048.691	1.068.046	1.064.799	1.068.663

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2004-2010.

examen del impacto del cambio de la situación económica y del mercado de trabajo en las combinaciones de ingresos de los individuos. Durante el periodo en que la ocupación estaba creciendo (2004-2007), no solo aumentaba el porcentaje de las personas que eran asalariadas en algún momento del año (cuyo máximo se alcanzó en 2007: 68,4 por 100) y de aquellos que solo recibían salarios (cuyo máximo se alcanzó en 2006: 51,6 por 100), sino que se mantenía estable el peso de quienes recibían salarios y prestaciones por desempleo (en torno al 9 por 100) y de quienes solo percibían prestaciones por desempleo (2,5 por 100).

Sin embargo, a partir de 2007 se observa una reducción del porcentaje de personas que son asalariados en algún momento del año

y, especialmente, de las que solo reciben salarios, a la vez que aumenta el peso de las personas que reciben salarios y prestaciones por desempleo en algún momento del ejercicio, así como de las personas que solo perciben prestaciones por desempleo en el año. En concreto, el peso de los individuos que solo reciben salarios disminuye de casi el 51 por 100 en 2007 a menos del 42 por 100 en 2010, siendo esta reducción sustancial en 2008 y 2009 y algo más atenuada en 2010. Aun así, el peso de las personas que son asalariadas en algún momento del año no disminuye tanto como el colectivo anterior (lo hace del 68 al 63,5 por 100); de hecho, apenas se reduce en 2008, pero sí de forma más importante en 2009-2010. Esto se debe a que la proporción de quienes combinan salarios y prestaciones aumenta

(del 9 por 100 en 2007 al 13,7 por 100 en 2009 y 2010). También crece la proporción de quienes solo perciben prestaciones por desempleo (del 2,6 por 100 en 2007 al 6,6 por 100 en 2010).

Por tanto, siendo relevante la proporción de trabajadores que transitaban entre la ocupación y el desempleo en el periodo expansivo como consecuencia de la rotación existente en el mercado de trabajo (Toharia, 2009), lo que se ha producido con la llegada de la crisis es un trasvase importante de personas que antes solo estaban en la ocupación hacia la combinación empleo-paro y hacia la situación de paro exclusivamente, dando lugar a un alargamiento de la duración de los periodos de desempleo. Siendo esto cierto, la reducción del porcentaje de trabajadores que seguía en contacto

de alguna forma con la ocupación no habría sido tan importante como sugeriría el incremento de la tasa de paro, al menos hasta 2010 (véase García-Serrano *et al.*, 2012).

IV. EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD SALARIAL

1. Evolución de la desigualdad agregada

Como la información disponible en la MCVL permite construir la duración de los episodios de empleo, prestaciones por desempleo y pensiones de los individuos, ello hace posible el cálculo de los ingresos diarios recibidos por dichos conceptos. En esta sección vamos a centrarnos exclusivamente en el caso de los ingresos procedentes de salarios (8). En particular, el salario real medio diario pasó de 58 euros en 2004 a 61,8 euros en 2010 (ambos expresados en euros reales de 2006) (9). Este promedio y este cambio medio ocultan, como es evidente, una gran diversidad.

Para ver los cambios en la distribución salarial aparte de lo que sucede con la media, el gráfico 1 ofrece la distribución de los salarios diarios reales en los años 2004, 2008 y 2010 (no se ofrecen para todos los años porque las distribuciones de 2004-2007 se encuentran prácticamente superpuestas). Las distribuciones de los ingresos salariales muestran la habitual forma log-normal asimétrica hacia la izquierda con una larga cola hacia la derecha, encontrándose la moda en torno a los 40 euros diarios en 2004 y a los 45 euros diarios en 2010, con aproximadamente un 10-12 por 100 de los asalariados recibiendo dicho ingreso y en torno a un 40 por 100 recibiendo entre 35 y 50 euros diarios. Las distribuciones de 2008 y, sobre todo, 2010 se encuentran por debajo y algo desplazadas a la derecha con respecto a la de 2004 (y las de 2005-2007), con el pico de la moda más bajo y con menos masa debajo de la moda (en particular, en la parte media-baja de la distribución), lo que sugiere que el impacto de la crisis del empleo ha

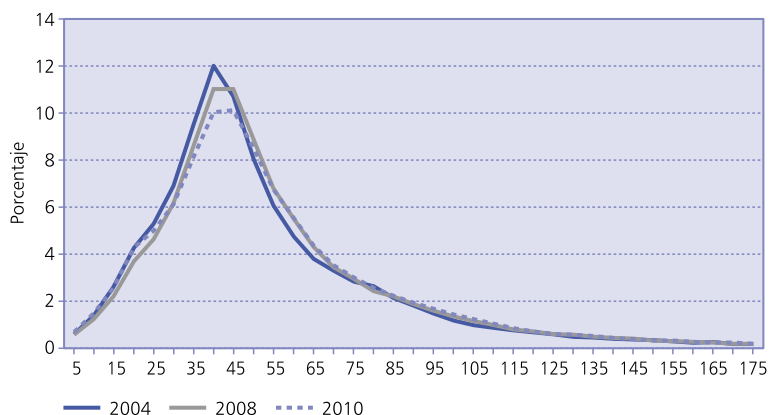
azotado relativamente más a los trabajadores en puestos con niveles salariales menores y que se ha producido un incremento de la desigualdad salarial.

Para profundizar en el análisis, el cuadro n.º 2 contiene la evolución del salario diario promedio y de la distribución salarial por decilas entre 2004 y 2010, mientras que el cuadro n.º 3 ofrece la tasa de variación anual de los salarios medios de cada decila. Un primer vistazo a los datos permite apreciar que, de acuerdo con los datos de la MCVL, los salarios reales crecieron en España un 6,5 por 100 entre dichos años. Sin embargo, este incremento esconde una evolución muy diferente a lo largo de la distribución salarial: mientras los salarios reales disminuyeron o apenas aumentaron en la parte más baja de la distribución (en la primera decila se redujeron un 1,5 por 100 y en la segunda crecieron un 2 por 100, respectivamente), aumentaron más en el resto de la misma (en torno a un 7 por 100 en las decilas superiores a la mediana).

Además, estas variaciones totales ocultan la existencia de una cierta relación entre las tasas de variación de los salarios por decilas y el ciclo económico: los salarios aumentaron más rápidamente durante los años expansivos y cayeron durante los recesivos en el caso de las decilas inferiores, mientras que crecieron menos durante los años expansivos y más durante los recesivos en el caso de las decilas superiores. La excepción es el año 2010, en que los salarios medios disminuyeron para todas las decilas, si bien lo hicieron más en el caso de las personas que se encuentran en la parte baja de la distribución.

El cuadro n.º 2 también proporciona algunos indicadores de

GRÁFICO 1
DISTRIBUCIÓN DE LOS INGRESOS SALARIALES DIARIOS
EN TÉRMINOS REALES (EUROS DE 2006)
España (MCVL, 2004, 2008 y 2010)



CUADRO N.º 2

INDICADORES BÁSICOS DE LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL (EUROS CONSTANTES DE 2006)
España (MCVL, 2004-2010)

	2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
Salario real diario (€)....	58,0	264,5	58,0	221,5	60,6	361,4	62,6	431,9	61,6	295,7	63,4	304,3	61,8	270,5
Decilas (€)														
d10	14,4	4,9	14,8	5,1	15,3	5,2	15,6	5,3	15,4	5,4	14,9	5,3	14,2	5,1
d20	25,3	2,4	25,9	2,3	26,5	2,3	27,0	2,3	27,2	2,4	26,9	2,6	25,8	2,6
d30	31,8	1,5	32,4	1,5	33,0	1,5	33,4	1,5	33,9	1,5	34,0	1,7	33,1	1,7
d40	36,5	1,2	36,9	1,2	37,5	1,2	37,9	1,2	38,7	1,3	39,2	1,4	38,4	1,4
d50	40,6	1,2	41,0	1,2	41,6	1,2	42,1	1,3	43,1	1,3	44,1	1,4	43,3	1,4
d60	45,5	1,6	45,7	1,6	46,4	1,6	47,1	1,7	48,3	1,7	49,7	1,9	48,9	1,8
d70	52,3	2,4	52,5	2,4	53,3	2,4	54,1	2,4	55,3	2,4	57,1	2,5	56,3	2,5
d80	63,1	4,0	63,2	3,9	63,8	3,9	64,8	4,0	66,0	4,0	68,3	4,2	67,4	4,1
d90	80,8	6,6	81,0	6,7	81,7	6,8	83,2	7,1	84,7	7,3	87,9	7,5	86,3	7,3
d100	189,6	822,9	186,1	685,0	207,3	1.131,0	220,8	1.354,4	203,3	921,1	211,7	947,6	204,3	839,7
Indicadores dispersión														
d90/d10	5,60		5,46		5,36		5,34		5,49		5,90		6,07	
d90/d50	1,99		1,98		1,96		1,98		1,96		1,99		1,99	
d50/d10	2,82		2,76		2,73		2,70		2,80		2,96		3,05	
d70/d30	1,64		1,62		1,62		1,62		1,63		1,68		1,70	
d100/d10	13,15		12,53		13,58		14,16		13,18		14,21		14,38	
Índice Gini.....	0,390		0,382		0,400		0,410		0,390		0,399		0,398	
Observaciones	449.764		524.441		545.541		563.895		563.863		536.466		523.329	

Nota: Véase cuadro n.º 1.

la dispersión salarial construidos a partir del cociente entre varias decilas. De acuerdo con el indica-

dor más habitual (el cociente d90/d10), la dispersión salarial disminuyó en 2004-2007 al pasar

de 5,60 a 5,34 (un 4,6 por 100) y aumentó en 2007-2010 al pasar de 5,34 a 6,07 (un 13,7 por 100). La evolución en los años expansivos coincide con lo encontrado por otros autores con otras bases de datos (OCDE, 2007; Carrasco *et al.*, 2011; Izquierdo y Lacuesta, 2012) y contrasta con lo sucedido en la mayoría de los países desarrollados, excepto Francia e Irlanda (OCDE, 2007).

Estos resultados referidos al final de una etapa expansiva y al comienzo de una etapa recesiva coinciden con el comportamiento contracíclico observado en las últimas tres décadas, tal como se ha comentado en la sección II. La reducción y el posterior incremento se localizaron en la parte inferior de la distribución, como muestra

CUADRO N.º 3

TASA DE VARIACIÓN INTERANUAL DE LOS INGRESOS SALARIALES REALES DIARIOS
POR DECILAS (EUROS DE 2006)
España (MCVL, 2004-2010)

Decilas	2004-05	2005-06	2006-07	2007-08	2008-09	2009-10	2004-10
d10	2,9	2,8	2,2	-1,1	-3,4	-4,6	-1,5
d20	2,7	2,3	1,9	0,7	-1,2	-4,1	2,0
d30	1,8	1,7	1,4	1,4	0,5	-2,8	3,9
d40	1,1	1,5	1,2	2,0	1,4	-2,1	5,2
d50	0,9	1,5	1,2	2,4	2,2	-1,7	6,5
d60	0,6	1,5	1,5	2,5	2,8	-1,6	7,5
d70	0,4	1,4	1,6	2,3	3,3	-1,5	7,6
d80	0,1	1,0	1,5	1,9	3,5	-1,4	6,8
d90	0,3	0,9	1,8	1,8	3,8	-1,8	6,8
d100	-1,9	11,4	6,5	-7,9	4,1	-3,5	7,7
Total	-0,1	4,6	3,2	-1,6	2,9	-2,5	6,5

Nota: Véase cuadro n.º 1.

el hecho de que la ratio $d90/d50$ se haya mantenido prácticamente constante a lo largo de estos años, el indicador $d70/d30$ creciese solo ligeramente (a partir de 2008) y la ratio $d50/d10$ disminuyese primero de 2,82 a 2,70 (un 4,3 por 100) y aumentase después de 2,70 a 3,05 (un 13 por 100). Esta visión contrasta con la evolución del índice de Gini y el indicador $d100/d10$, que parecen sugerir un incremento de la desigualdad salarial en la expansión y su mantenimiento durante la crisis; sin embargo, esto se debe al comportamiento de los ingresos de la decila más alta de distribución.

2. Evolución de la desigualdad según características

Tanto el salario promedio como el incremento salarial medio identificados anteriormente ocultan una gran heterogeneidad entre grupos de población. En un examen puramente descriptivo, los salarios son más elevados entre los varones, los nacidos en España, las personas con más edad, más experiencia laboral y más antigüedad en su empleo, los que tienen contratos indefinidos y quienes trabajan en determinados sectores (industria y energía, transportes y servicios colectivos) y organizaciones (grandes empresas privadas y públicas).

Aquí vamos a considerar algunas características relacionadas con el puesto de trabajo y la cualificación (la categoría profesional—ocupación—, la experiencia laboral potencial y la antigüedad en el empleo) y con la empresa (el tamaño) para ofrecer una panorámica de la evolución de las diferencias salariales entre colectivos de trabajadores (10). Estas son algunas de las variables que la literatura anterior ha señalado

como las más relevantes. Por ejemplo, Jimeno *et al.* (2001) y Palacio y Simón (2004), con datos de mediados de los años 1990, identifican la educación, el tipo de contrato y la ocupación, por un lado, y las diferencias salariales entre empresas, por otro, como los factores que tienen un impacto más significativo en los niveles de desigualdad.

El cuadro n.º 4 proporciona la tasa de variación del salario real diario medio en tres años diferentes del periodo de análisis (2004, 2007 y 2010) para distintos colectivos de trabajadores clasificados según las variables que se acaban de mencionar, así como la diferencia salarial entre ellos.

En cuanto a la experiencia laboral y la antigüedad en el empleo, los datos muestran que cuanto más prolongado es el tiempo que se lleva en el mercado de trabajo y en el puesto de trabajo, más elevado es el salario. Lo que resulta interesante es la evolución salarial de las distintas categorías en el periodo considerado: mientras que en el caso de la antigüedad los incrementos del salario real se han concentrado en las categorías correspondientes a las duraciones más cortas, en el caso de la experiencia laboral se han producido en las categorías de duraciones más prolongadas. Pero eso se ha debido a la distinta evolución de los salarios durante la etapa expansiva y la recesiva: en los años expansivos, los incrementos salariales más elevados se dieron en las categorías de menor experiencia y antigüedad, lo que provocó una reducción de las diferencias salariales entre grupos; en los años recesivos, las reducciones de salarios han sido más fuertes en las categorías de menor experiencia y mayor antigüedad, por lo que las diferencias salariales se han

ensanchado en el primer caso y se han reducido en el segundo caso. Este último resultado podría interpretarse en el sentido de que la política de remuneración de las empresas ha tendido a reducir la influencia de la antigüedad en los incrementos salariales de los trabajadores, no solo durante la crisis sino también en la expansión previa.

Por otro lado, las ocupaciones no manuales están mejor remuneradas que las manuales, y dentro de cada categoría las más cualificadas reciben un salario diario mayor. El incremento salarial ha sido desigual al distinguir entre puestos manuales y no manuales y por niveles de cualificación: el salario real diario ha crecido para todas las categorías de cualificación en el conjunto del periodo considerado, excepto para los trabajadores no manuales y manuales de cualificación media, cuyo salario real ha disminuido. Sin embargo, al distinguir por etapas, se observa que en los años expansivos los crecimientos salariales fueron mayores en los extremos de la distribución de ocupaciones y menores en el caso de los puestos de cualificación media (tanto no manuales como manuales), mientras que en los años recesivos las reducciones salariales se concentraron precisamente en estos grupos. De esta forma, el diferencial salarial según cualificación respecto a los trabajadores manuales no cualificados no ha variado mucho, excepto para quienes ocupan puestos no manuales (y manuales) de cualificación media, en cuyo caso ha disminuido.

En relación con el tamaño de la organización en que trabaja el individuo, debe tenerse en cuenta que la estructura productiva de la economía española se caracteriza por que la práctica totalidad de las

CUADRO N.º 4

EVOLUCIÓN DEL SALARIO REAL DIARIO PROMEDIO SEGÚN DIVERSAS VARIABLES (EUROS DE 2006)
España (MCVL, 2004-2010)

	2004			2007			2010			Tasa de variación		
	Media	Desv. típica	Ratio (porcentaje)	Media	Desv. típica	Ratio (porcentaje)	Media	Desv. típica	Ratio (porcentaje)	2004-07	2007-10	2004-10
Categoría profesional												
NMCA	107,1	350,6	192,1	116,0	795,8	193,6	110,1	281,3	189,9	8,3	-5,1	2,8
NMCM	96,4	568,4	162,9	99,9	751,9	152,7	94,0	520,7	147,5	3,6	-5,9	-2,5
NMCB	51,2	265,5	39,7	53,7	314,5	35,9	53,7	254,6	41,4	4,9	0,0	4,8
MCA	49,5	171,8	35,1	51,2	191,8	29,6	51,3	189,1	35,1	3,4	0,2	3,6
MCM	43,3	188,7	18,3	44,4	207,5	12,3	42,7	134,2	12,4	2,5	-3,8	-1,6
MCB	36,6	169,8	-	39,5	198,3	-	38,0	201,6	-	7,9	-3,8	3,6
Experiencia laboral												
< 4 años	40,9	261,3	-	44,7	271,9	-	41,2	223,6	-	9,3	-7,8	0,8
4-10 años	51,1	203,1	25,0	56,0	323,5	25,2	52,1	271,6	26,4	9,6	-7,0	1,9
> 10 años	66,9	327,4	63,8	71,5	514,2	59,9	69,5	277,1	68,6	6,9	-2,8	3,8
Antigüedad												
< 6 meses	48,9	388,0	-	54,9	466,4	-	52,3	411,0	-	12,3	-4,7	6,9
≥ 6 meses y < 1 año ...	49,9	46,2	2,0	55,0	718,1	0,1	55,9	87,8	7,0	10,2	1,6	12,2
≥ 1 año y < 3 años	60,5	103,1	23,8	57,3	96,9	4,3	59,6	173,7	13,9	-5,3	4,0	-1,6
≥ 3 años y < 6 años	68,3	390,7	39,7	70,2	259,0	27,8	63,9	74,7	22,3	2,8	-9,0	-6,4
≥ 6 años	82,3	110,7	68,2	85,8	454,3	56,3	80,3	117,3	53,6	4,3	-6,4	-2,4
Tamaño de la empresa												
1-4 trabajadores	39,9	171,1	-	42,0	150,1	-	47,1	353,6	-	5,3	12,1	18,0
5-9 trabajadores	46,1	239,3	15,6	45,9	151,4	9,2	47,0	141,9	-0,2	-0,4	2,4	1,9
10-19 trabajadores	48,6	159,8	21,9	50,3	247,2	19,6	51,8	190,1	10,0	3,5	3,0	6,5
20-49 trabajadores	52,1	149,6	30,5	56,1	281,7	33,5	56,3	192,0	19,6	7,7	0,4	8,2
50-99 trabajadores	57,4	311,5	43,8	62,1	382,8	47,7	59,8	159,3	27,0	8,2	-3,7	4,3
100-499 trabajadores	65,5	299,1	64,1	66,1	318,9	57,4	65,7	204,7	39,6	0,9	-0,6	0,4
+500 trabajadores	74,0	241,4	85,5	78,3	609,8	86,2	78,1	180,4	65,9	5,8	-0,3	5,6

Notas:

(*) Los grupos de la categoría profesional son: Ocupación no manual de cualificación alta (NMCA); Ocupación no manual de cualificación media (NMCM); Ocupación no manual de cualificación baja (NMCB); Ocupación manual de cualificación alta (MCA); Ocupación manual de cualificación media (MCM); Ocupación manual de cualificación baja (MCB) (véase la nota 10 al final del texto).

(**) «Ratio» se calcula como el cociente, por un lado, de la diferencia del valor medio de cada variable y el valor medio de la variable de referencia de cada grupo y, por otro lado, del valor medio de la variable de referencia. Este resultado se multiplica por 100 al expresarse en términos porcentuales. Para el cálculo de esta ratio se han incorporado tres decimales aunque por razones de espacio en el cuadro solo se muestra un decimal.

empresas son de tamaño pequeño (inferior a los 50 trabajadores) y emplean a una parte relevante de la población asalariada. Como es de esperar, existe una correlación positiva entre el tamaño de la empresa y el nivel salarial medio de los trabajadores. En cuanto a la evolución, si bien no se detecta relación alguna entre tamaño y crecimiento salarial durante los años expansivos, en la etapa de crisis hay una distinción

clara entre las empresas pequeñas (menos de 50 trabajadores), en las que los salarios crecen, y las medianas y grandes, en las que disminuyen. Esto significa que, al menos hasta 2010, las reducciones salariales observadas en el agregado (en las decilas inferiores de la distribución en 2007-2009 y en el total de la distribución en 2009-2010) se concentraron en las empresas medianas y grandes. Al mismo tiempo, la destruc-

ción neta de empleo se produjo en mayor medida en las empresas pequeñas. Este resultado se encuentra tanto con los datos de la MCVL como con los procedentes de otras fuentes (como la Encuesta de Coyuntura Laboral, que muestra que la ocupación se redujo en torno al 17 por 100 en las empresas de 1-50 trabajadores, menos del 15 por 100 en las de 51-250 y alrededor del 6 por 100 en las de más de 250).

3. Evolución de la desigualdad: estimaciones econométricas

Estos resultados que se acaban de comentar no incorporan la interrelación entre las distintas características de los trabajadores y los puestos de trabajo, por lo que, si se quiere conocer el efecto neto de cada una de ellas sobre las diferencias salariales y sobre la evolución de la desigualdad salarial a lo largo del tiempo, se hace necesario llevar a cabo algún tipo de análisis multivariante que tenga en cuenta dicha posibilidad. En lo que sigue se resumen los resultados obtenidos en Arranz y García-Serrano (2012a y 2012b), donde se estiman ecuaciones de salarios extendidas en las que la variable dependiente es el logaritmo natural del salario diario y las variables independientes incluyen características del trabajador, del puesto de trabajo y del empleador. Los modelos se estimaron por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y por Regresiones Cuantílicas (RC) para todos los años entre 2005 y 2010. Los parámetros estimados utilizando el segundo método de estimación permiten apreciar el efecto de cada variable sobre los salarios en varios puntos de la distribución y no solo en la media para cada año. En este sentido, la combinación de las estimaciones por MCO y por RC permite valorar el impacto de un conjunto de atributos personales, del puesto y del lugar de trabajo sobre la desigualdad salarial inter- e intra-grupos (Buchinsky, 1994; Budría y Pereira, 2011) a lo largo del tiempo: mientras que los estimadores por MCO miden el diferencial salarial entre grupos (condicionado en las características observadas), las diferencias de los coeficientes cuantílicos representan el diferencial salarial interno inducido por

cada atributo entre individuos que están en el mismo grupo pero situados en cuantiles diferentes.

Como se ha señalado antes, la experiencia laboral más prolongada se encuentra asociada con mayores salarios y este hecho no ha cambiado mucho entre 2005 y 2010. En promedio, las diferencias salariales vinculadas a la experiencia laboral apenas se alteraron, aumentando solo marginalmente la desigualdad entre grupos. Lo que sí se detecta, sin embargo, son cambios a lo largo de la distribución. Mientras que entre los trabajadores con más experiencia laboral (más de 10 años) las diferencias salariales aumentan en las decilas superiores de la distribución a partir de la mediana, entre los trabajadores con experiencia intermedia (4-10 años) dichas diferencias disminuyen en la mitad inferior. Como resultado, la dispersión intra-grupos aumentó para todos los grupos de trabajadores clasificados de acuerdo con su experiencia laboral. Este resultado contracíclico y asimétrico coincide con el de Hidalgo (2010) para un periodo más amplio.

En el caso de la antigüedad en el empleo, los resultados son casi los opuestos. Primero, las diferencias salariales asociadas a la antigüedad han sido menores en 2010 que en 2005: el diferencial medio aumentó para los trabajadores con menores antigüedades en el empleo (menos de un año) y disminuyó para el resto. Pero es que además las diferencias salariales se han reducido sustancialmente en la parte alta de la distribución para casi todas las categorías de antigüedad. Esto implica que se ha producido una caída significativa del rendimiento de la antigüedad en las decilas superiores, disminuyendo la dispersión intra-grupos.

En cuanto a las diferencias salariales medias por grupo de cualificación/educación, estas han permanecido prácticamente estables para todas las categorías, si bien en el caso de los trabajadores no manuales de cualificación media el diferencial con respecto al grupo no manual más cualificado ha disminuido y en el caso de los trabajadores manuales de cualificación alta dicho diferencial ha aumentado. Sin embargo, el impacto de la cualificación sobre la distribución salarial no ha sido uniforme en el periodo de estudio, en particular para los trabajadores en ocupaciones manuales: mientras las diferencias salariales se han reducido en la parte baja de la distribución en comparación con los trabajadores en ocupaciones no manuales muy cualificadas, dichas diferencias han crecido en la parte alta de la distribución. Estos patrones de cambio han dado lugar a una reducción significativa de la dispersión intra-grupos de aquellos, a la vez que ha aumentado en el caso de estos.

Estos resultados podrían interpretarse como si los rendimientos marginales de tener educación superior hubieran aumentado para los segmentos más altos de la distribución, lo que coincidiría con los resultados de Hidalgo (2010), que señala que los rendimientos de la educación parecen mostrar un comportamiento contracíclico, sobre todo en la parte alta de la distribución salarial. Machado y Mata (2001) para Portugal y Martins y Pereira (2004) para 16 países de la OCDE encuentran que la educación y las cualificaciones generan un impacto positivo en la dispersión intra-grupos, mientras que Budría y Pereira (2011) documentan un incremento de la dispersión de las ganancias entre los trabajadores con educación superior para varios países europeos.

(Alemania, Grecia, Francia, Noruega e Italia) durante la década de 1990.

Finalmente, con relación al tamaño de la organización, lo que ha sucedido en estos años ha sido una disminución de la desigualdad salarial entre-grupos hasta 2008 y un incremento después. Sin embargo, los cambios intra-grupos siguieron la dirección contraria: la ratio 90/10 aumentó para todas las categorías (solo fue nulo para la categoría de empresas más grandes). Estos cambios se debieron fundamentalmente al incremento de la brecha salarial en la parte alta de la distribución en las categorías de empresas más pequeñas y una reducción de la brecha salarial mayor en la parte baja de la distribución que en la alta en las categorías de empresas más grandes. Estos resultados sugieren que la dispersión salarial aumentó dentro de casi todos los grupos de tamaño de organización.

V. CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido ofrecer una panorámica de la literatura que se ocupa del estudio de la posible relación entre el ciclo económico y la desigualdad salarial, por un lado, y examinar la evolución de los diferenciales salariales y la desigualdad en España en el periodo 2005-2010, por otro.

En cuanto al primer aspecto, la literatura se ha centrado sobre todo en explicar las tendencias de la desigualdad salarial a lo largo del tiempo pero sin prestar especial atención a su evolución cíclica o, alternativamente, la mayor parte de los estudios sobre la evolución de los salarios a lo largo del ciclo se ha centrado en el comportamiento de los salarios

medios y si estos son procíclicos o contracíclicos. En el caso de España, de la revisión de la literatura empírica cabe concluir, con las limitaciones impuestas por la disponibilidad de las bases de datos y la selección de las muestras estudiadas, que la economía española parece caracterizarse por un comportamiento contracíclico de la desigualdad salarial en los últimos treinta años.

En relación con la segunda cuestión, se ha hecho uso de la MCVL para explorar la distribución de las rentas del trabajo y examinar la evolución de la desigualdad salarial para un periodo en el que las condiciones económicas han cambiado de forma drástica, así como medir las diferencias salariales para un conjunto de variables y examinar la evolución del efecto de estas variables tanto en la media como en diferentes puntos de la distribución salarial a lo largo del tiempo.

Los resultados han sido los siguientes. En primer lugar, como consecuencia del impacto de la crisis económica, a partir de 2007 se observa una reducción del porcentaje de personas que son asalariados en algún momento del año y, especialmente, de las que solo reciben salarios, a la vez que aumenta el peso de las personas que reciben salarios y prestaciones por desempleo en algún momento del año, así como de las personas que solo perciben prestaciones por desempleo en el año.

En segundo lugar, la desigualdad salarial agregada, que estaba disminuyendo durante la etapa expansiva, ha aumentado con la crisis económica. Entre 2005 y 2010, los incrementos de los salarios reales fueron más elevados en la parte alta de la distribución salarial (y fueron más intensos en la recesión que en la expansión)

que en la parte baja de la distribución (donde los salarios reales han disminuido durante la recesión). El aumento en la desigualdad salarial se ha producido sobre todo en la parte baja de la distribución.

En tercer lugar, existen diferencias salariales relevantes no solo entre grupos de trabajadores definidos de acuerdo con variables personales, del puesto de trabajo o del empleador, sino también dentro de estos grupos. Además, estas diferencias no se han mantenido constantes en un periodo en el que la economía española ha pasado de experimentar un crecimiento elevado y sostenido a sufrir una recesión muy intensa. Las diferencias salariales vinculadas a la experiencia laboral aumentaron solo marginalmente la desigualdad entre-grupos, mientras que las asociadas a la antigüedad disminuyeron. A su vez, la dispersión intra-grupos aumentó (disminuyó) para todos los grupos de trabajadores clasificados de acuerdo con su experiencia laboral (antigüedad), de modo que se ha producido una subida (una caída) significativa del rendimiento de la experiencia (antigüedad) en las decilas superiores.

En cuanto a las cualificaciones (el trabajar en una determinada categoría profesional o grupo ocupacional), estas generan importantes diferencias salariales entre-grupos así como un impacto positivo en la dispersión intra-grupos, puesto que los rendimientos son más elevados en los segmentos altos de la distribución. Además, los rendimientos marginales de tener más cualificaciones han aumentado para las decilas más altas como consecuencia del impacto de la crisis económica y del empleo, lo que parece haber detenido en parte la tendencia a la baja del rendimiento salarial de

la educación observada desde mediados de los años 1990.

Finalmente, las diferencias salariales tanto entre-grupos como intra-grupos asociadas al tamaño de la organización en que se trabaja han aumentado desde el comienzo de la recesión, lo que también ha contribuido al aumento de la dispersión salarial observado a partir de 2007.

NOTAS

(*) Carlos García-Serrano agradece la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación (Plan Nacional, ECO2010-19963) y José María Arranz la del Instituto de Estudios Fiscales. Los autores también dan las gracias a la Secretaría de Estado de la Seguridad Social por la disponibilidad de los datos de la Muestra Continua de Vidas Laborales. Evidentemente, ninguna de estas instituciones es responsable de los posibles errores que pudieran existir en los resultados por el tratamiento de los datos ni de las interpretaciones, juicios u opiniones expresados a partir de los resultados obtenidos.

(1) Pueden encontrarse estudios sobre el impacto de la crisis económica en los resultados del mercado de trabajo en los monográficos sobre el tema que se han dedicado en diversas revistas especializadas, como *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA* (monográfico sobre «La reforma del mercado de trabajo», n.º 124, 2010) y *Estudios de Economía Aplicada* (monográfico sobre «Mercado de trabajo y crisis económica», vol. 30-1, 2012).

(2) Para un análisis detallado de la duración de los episodios de desempleo en España, comparando información transversal y longitudinal tanto en el periodo expansivo como en el recesivo, véase GARCÍA-SERRANO *et al.* (2012).

(3) Puede encontrarse una descripción de las características y el uso de la muestra en DURÁN (2007), GARCÍA-SEGOVIA y DURÁN (2008) y GARCÍA-PÉREZ (2008). LAPUERTA (2010) presenta de forma clara las dificultades prácticas que existen en el manejo de los datos. Un informe exhaustivo sobre la información del módulo fiscal, que es el que se utiliza para la construcción de la variable salarial, se encuentra en ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2011a y 2011b), en los que se examina en detalle dicho módulo, la forma de enlazar la información con el resto de los ficheros y algunas aplicaciones. Hay que tener en cuenta, además, que la MCVL dispone de la información anual de los individuos que tienen «alguna relación» con la Seguridad Social en cualquier momento de un año dado, por lo que sus cifras de población ocupada o parada no son plenamente comparables con las que ofrecen otras encuestas (como la EPA) que extraen la información referida a un de-

terminado momento del tiempo. Para una comparación de las cifras de afiliación a la Seguridad Social (coincidentes con las de la MCVL) con las de la EPA, pueden consultarse los informes del Grupo de Trabajo de Estadísticas Coyunturales del Mercado de Trabajo que están accesibles en la página electrónica del INE (sección EPA).

(4) En este artículo se utiliza la base de datos tal como se hace en ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2011a y 2011b). Estos autores describen minuciosamente cómo debe realizarse el enlace del módulo fiscal, del fichero de afiliados y de personas, mostrando las ventajas e inconvenientes de utilizar este «panel». Entre algunas de las ventajas se puede citar que la información de salarios no contiene errores de medida en la respuesta como sucede en las encuestas, al proceder de datos administrativos de la Agencia Tributaria; además, refleja adecuadamente la información aportada por otras fuentes (por ejemplo, los datos del panel enlazado son comparables a los ofrecidos por la Encuesta Trimestral de Coste Laboral en el caso de los salarios y por las estadísticas laborales publicadas por el Servicio Público de Empleo en el caso de la cuantía reconocida a los beneficiarios de prestaciones por desempleo). Más detalles sobre esta base de datos se pueden encontrar en ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2012a y 2012b).

(5) Debe mencionarse que estos autores utilizan la MCVL, que es representativa del año en que se realiza, hacia atrás, es decir, empleando la información retrospectiva de los individuos que son representativos de la población del periodo 2005-2010 como si también lo fueran de la población del periodo 1988-2004. Esto plantea graves problemas para el estudio de grupos de población que no participan en el mercado de trabajo durante periodos largos (como en el caso de las mujeres). Por ello, los autores solo examinan los factores que se encuentran detrás de la evolución de la desigualdad salarial para los varones. Para un examen de los sesgos que este tipo de análisis puede implicar, véase ARRANZ *et al.* (2012). Adicionalmente, los datos de salarios que utilizan BONHOMME y HOSPIDO (2012) son los correspondientes a las bases de cotización mensual, que se encuentran topados. En consecuencia, como los propios autores reconocen, la presencia de censura complica el estudio de la desigualdad salarial ya que, por ejemplo, el percentil 90 no se observa en todo el periodo para los varones y la ratio 90/10 se encuentra censurada durante todo el periodo para varones y mujeres. Para corregirlo, emplean dos métodos de corrección.

(6) Esta conclusión coincide a grandes rasgos con la obtenida por AYALA y SASTRE (2007) y ADIEGO y AYALA (2013) a partir de la revisión de la literatura existente (véanse las referencias en dichos artículos) y de su propia explotación de los datos de la ECPF y el Panel de Hogares, en un caso, y de la EPF en 1990 y 2006, en otro caso, con la salvedad de que para el último periodo expansivo encuentran que la reducción de la desigualdad ha sido nula o muy pequeña. Con todo, debe decirse que los trabajos en que se basan y las explo-

taciones de dichas bases de datos se centran en la desigualdad de la renta (no de los salarios) y se refieren a la desigualdad total (no a la de los varones), aspectos en que difieren de algunos de los trabajos mencionados más arriba.

(7) En particular, los tipos de rentas son las siguientes: ingresos procedentes del trabajo por cuenta ajena (CL A); pensiones (CL B); prestaciones por desempleo (CL C); prestaciones por desempleo en pago único (CL D); ingresos de consejeros y/o administradores (CL E); cursos, conferencias, seminarios y elaboración de obras literarias, artísticas o científicas (CL F); rendimientos de actividades económicas (agrícolas, ganaderas o forestales) (CL G y H); rendimientos de actividades económicas (otras) (CL I); rentas por cesión de derechos de imagen (CL J); premios por participación en juegos, concursos, rifas o combinaciones aleatorias (CL K); rentas exentas y dietas exceptuadas de gravamen (CL L); y otro tipo de rendimientos (CL M). Una descripción más detallada se encuentra en ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2011a).

(8) A partir de la información de la base de datos se puede construir una variable de salario diario puesto que se dispone de la información de los ingresos salariales de los trabajadores dentro del año y de la longitud de los periodos de empleo de dichos trabajadores. No se dispone de información sobre el número de horas trabajadas de las personas, por lo que no se puede calcular el salario por hora. No obstante, muchos autores prefieren utilizar salarios mensuales o diarios en lugar de salarios por hora para evitar el error de medida asociado con las horas de trabajo (véase ABADIE, 1997). Es necesario decir que usar salarios diarios genera un tipo de distorsión debido a la diferencia de horas de trabajo ofrecidas por los individuos que son idénticos pero uno de ellos trabaja más horas que el otro. Sin embargo, la pequeña proporción de empleo a tiempo parcial (inferior al 15 por 100) en el mercado laboral español en comparación con otros países europeos y el hecho de que la base de datos proporciona una variable que contiene el «grado de parcialidad» del contrato laboral (para aquellos trabajadores a tiempo parcial) que se utiliza en las estimaciones econométricas hacen que el problema se minimice.

(9) Las cifras de percepciones salariales referidas al módulo fiscal de la MCVL son comparables a otras fuentes estadísticas como la Encuesta Trimestral del Coste Laboral (ETCL) y la Encuesta Anual del Coste Laboral (EACL). En realidad, las diferencias entre estas dos últimas fuentes son relativamente pequeñas (inferiores al 2 por 100) en el periodo 2004-2009, si bien dicha diferencia se amplía en 2009 como consecuencia de que la ETCL (igual que la EACL) recoge un aumento del coste salarial mientras que la MCVL refleja una ligera reducción de las percepciones salariales (véase ARRANZ y GARCÍA-SERRANO, 2011b).

(10) Con respecto a la categoría profesional, la MCVL proporciona el «grupo de cotización» del trabajador, que es una definición

administrativa del tipo de ocupación, variable que aproxima el nivel de cualificación requerido por el puesto de trabajo y poseído por el individuo. Esta variable se ha agrupado en seis categorías, de acuerdo con las características y las tareas vinculadas al puesto de trabajo y el nivel educativo del trabajador, de la siguiente manera: a) ocupación no manual de cualificación alta (ingenieros, licenciados, alta dirección, ingenieros técnicos, ayudantes titulados); b) ocupación no manual de cualificación media (jefes administrativos y de taller, ayudantes no titulados, oficiales administrativos); c) ocupación no manual de cualificación baja (subalternos y auxiliares administrativos); d) ocupación manual de cualificación alta (oficiales de 1.ª y 2.ª); e) ocupación manual de cualificación media (oficiales de 3.ª y especialistas); y f) ocupación manual de cualificación baja (peones y asimilados). También se han agrupado en varias categorías las otras dos variables relacionadas con el capital humano del trabajador: la experiencia laboral potencial (calculada como el tiempo desde que la base de datos tiene registrado el primer contrato del individuo) y la antigüedad en el empleo (calculada como el tiempo que el trabajador lleva de alta con su contrato en la empresa).

BIBLIOGRAFÍA

- ABADIE, A. (1997), «Changes in the Spanish labour income structure during the 1980's: a quantile regression approach», *Investigaciones Económicas*, 21: 253-272.
- ACEMOGLU, D. (2003), «Cross-country inequality trends», *Economic Journal*, 113(485): 121-149.
- ADIEGO, M., y AYALA, L. (2013), «Los cambios en la estructura de la desigualdad en España: ¿qué nos dice la nueva EPF?», *Revista de Economía Aplicada* (próxima publicación).
- ANTONCZYK, D.; FITZENBERGER, B., y SOMMERFELD, K. (2010), «Rising wage inequality, the decline of collective bargaining and the gender wage gap», *Labour Economics*, 17(5): 794-826.
- ARRANZ, J.M., y GARCÍA-SERRANO, C. (2011a), «Los datos fiscales de la Muestra Continua de Vidas Laborales: algunas ideas para su explotación», *Papeles de Trabajo* n.º 5, Instituto de Estudios Fiscales.
- (2011b), «Are the MCVL tax data useful? Ideas for mining», *Hacienda Pública Española*, 199(4): 151-186.
- (2012a), «Diferencias salariales, características del puesto de trabajo y cualificación: un análisis para el periodo 2005-2010», *Presupuesto y Gasto Público*, 67(2): 195-212.
- (2012b), «Earnings differentials and the changing distribution of wages in Spain, 2005-2010», *Papeles de Trabajo* n.º 10, Instituto de Estudios Fiscales (próxima publicación en *International Journal of Manpower*).
- ARRANZ, J.M.; GARCÍA-SERRANO, C., y HERNANZ, V. (2012), «¿Cómo hacemos 'trabajometría'? Una aplicación con la MCVL», *Alcamentos*, Documento de Trabajo de la UAH, n.º 1201.
- ATKINSON, A.B. (2008), *The changing distribution of earnings in OECD countries*, Oxford University Press, Nueva York.
- AUTOR, D.; KATZ, L., y KEARNEY, M. (2008), «Trends in US wage inequality: revising the revisionists», *Review of Economics and Statistics*, 90(2): 300-323.
- AYALA, L., y SASTRE, M. (2007), «Políticas redistributivas y desigualdad», *Información Comercial Española*, 837: 117-138.
- BARLEVY, G., y TSIDDON, D. (2006), «Earnings inequality and the business cycle», *European Economic Review*, 50(1): 55-89.
- BLAU, F.D., y KAHN, L.M. (1996), «International differences in male wage inequality: institutions versus market forces», *Journal of Political Economy*, 104: 791-837.
- (1999), «Institutions and laws in the labor market», en O. ASHENFELTER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3A, North-Holland, Amsterdam.
- (2005), «Do cognitive test scores explain higher US wage inequality?», *The Review of Economics and Statistics*, 87(1): 184-193.
- BONHOMME, S., y HOSPIDO, L. (2012), «The cycling of earnings inequality: Evidence from Spanish social security data», *Documento de Trabajo* n.º 1225, Banco de España.
- BUCHINSKY, M. (1994), «Changes in U.S. wage structure 1963-1987: an application of quantile regression», *Econometrica*, 62(2): 405-458.
- BUDRÍA, S., y PEREIRA, P.T. (2011), «Educational qualifications and wage inequality: evidence for Europe», *Revista de Economía Aplicada*, 19(56): 5-34.
- CARRASCO, R.; JIMENO, J.F., y ORTEGA, C. (2011), «Accounting for changes in the Spanish wage distribution: the role of employment composition», *Documento de Trabajo* n.º 1120, Banco de España.
- DEVROYE, D., y FREEMAN, R. (2002), «Does inequality in skills explain inequality of earnings across advanced countries?», *Discussion Papers* n.º 0552, CEP.
- DIMELIS, S., y LIVADA, A. (1999), «Inequality and business cycles in the US and European Union countries», *International Advances in Economic Research*, 5(3): 321-338.
- DURÁN, A. (2007), «La Muestra Continua de Vidas Laborales de la Seguridad Social», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 1: 231-240.
- DUSTMANN, C.; LUDSTEEK, J., y SCHONBERG, U. (2009), «Revisiting the German wage structure», *Quarterly Journal of Economics*, 124: 843-881.
- FREEMAN, R. (2007), «Labour market institutions around the world», *Working Paper* n.º 13242, NBER.
- FREEMAN, R.B., y KATZ, L. (1994), «Rising wage inequality: the United States vs. other advanced countries», en R. FREEMAN (ed.), *Working under different rules*, Russell Sage Foundation, Nueva York.
- GARCÍA-PÉREZ, J.I. (2008), «La Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL): una guía de uso para el análisis de transiciones», *Revista de Economía Aplicada*, 16 (E-1: número extraordinario): 5-28.
- GARCÍA-SEGOVIA, F., y DURÁN, A. (2008), «Nuevos avances en la información laboral: la Muestra Continua de Vidas Laborales», *Economistas*, 116: 228-231.
- GARCÍA-SERRANO, C.; ARRANZ, J.M.; CANTÓ, O., y MALO, M.A. (2012), *El sistema español de protección y la duración efectiva de los episodios de paro*, Premio FIPROS 2011/02, Ministerio de Empleo y Seguridad Social.
- HIDALGO, M.A. (2010), «Wage inequality in Spain, 1980-2000: the case of male head-of-household», *Estadística Española*, 52 (174): 333-366.
- IZQUIERDO, M., y LACUESTA, A. (2012), «The contribution of changes in employment composition and relative returns to the evolution of wage inequality: the case of Spain», *Journal of Population Economics*, 25(2): 511-543.
- JIMENO, J.F.; IZQUIERDO, M., y HERNANZ, V. (2001), «La desigualdad salarial en España: descomposición y variación por niveles de salarios», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 88: 113-125.
- JOHN, C.; MURPHY, K., y PIERCE, B. (1993), «Wage inequality and the rise in returns to skill», *Journal of Political Economy*, 101: 410-441.
- KATZ, L., y AUTOR, D. (1999), «Change in the wage structure and earnings inequality», en O. ASHENFELTER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3A, North-Holland, Amsterdam.
- KUZNETS, S. (1953), *Shares of upper income groups in income and savings*, NBER, Cambridge, Mass.
- LAPUERTA, I. (2010), «Claves para el trabajo con la Muestra Continua de Vidas Laborales», *DemoSoc Working Paper* n.º 2010-37, Universitat Pompeu Fabra.
- LEMIEUX, T. (2008), «The changing nature of wage inequality», *Journal of Population Economics*, 21(1): 21-48.

<p>MACHADO, J.A., y MATA, J. (2001), «Earnings functions in Portugal 1982-1994: Evidence from quantile regressions», <i>Empirical Economics</i>, 26: 115-134.</p> <p>MARTINS, P.S., y PEREIRA, P.T. (2004), «Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries», <i>Labour Economics</i>, 11: 355-371.</p> <p>OCDE (2004), <i>Employment Outlook 2004</i>, París.</p> <p>— (2007), <i>Employment Outlook 2007</i>, París.</p>	<p>— (2008), <i>Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries</i>, París.</p> <p>PALACIO, J.I., y SIMÓN, H. (2004), «Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España», <i>Revista de Economía Aplicada</i>, XII(36): 47-81.</p> <p>PIJOAN-MAS, J., y SÁNCHEZ-MARCOS, V. (2010), «Spain is different: Falling trends of inequality», <i>Review of Economic Dynamics</i>, 13: 154-178.</p> <p>SIMÓN, H. (2009), «La desigualdad salarial en España: una perspectiva internacional y</p>	<p>temporal», <i>Investigaciones Económicas</i>, 33(3): 439-472.</p> <p>— (2010), «International differences in wage inequality: a new glance with European matched employer-employee data», <i>British Journal of Industrial Relations</i>, 48(2): 310-346.</p> <p>TOHARIA, L.; ARRANZ, J.M.; GARCÍA-SERRANO, C., y HERNANZ, V. (2009), <i>El sistema español de protección por desempleo: equidad, eficiencia y perspectivas</i>, Estudio FIPROS 2008/26, Ministerio de Trabajo e Inmigración.</p>
---	--	--

Resumen

El extraordinario aumento de la tasa media de paro en España refleja la grave situación general del mercado de trabajo español durante la actual crisis. Sin embargo, no permite apreciar el desigual impacto que la privación de empleo, el aumento de la inseguridad laboral y el paro de larga duración están teniendo entre los diversos colectivos de población a escala individual y familiar. En este artículo se analiza la evolución más reciente de los indicadores de empleo y paro del mercado de trabajo español que pueden tener especial incidencia sobre el deterioro de la equidad y el bienestar laboral y social.

Palabras clave: crisis económica, privación de empleo, calidad del empleo, paro de larga duración, protección laboral, desigualdad social.

Abstract

The extraordinary increase in the average unemployment rate denotes the serious overall situation in the Spanish labour market during the current crisis. Nevertheless, this does not allow to acknowledge completely the disperse impact that employment deprivation, increase in job insecurity and long-term unemployment may have amongst diverse social groups, both at individual and household level. In this article we analyse the recent evolution of the labour market indicators that may negatively influence labour and social equity and welfare.

Key words: economic crisis, deprivation of employment, job quality, long-term unemployment, labor protection, social inequality.

JEL classification: D30, E25, J23, J64.

IMPACTO LABORAL DE LA CRISIS ECONÓMICA: PRIVACIÓN DE EMPLEO Y PRECARIEDAD

Carlos ÁLVAREZ ALEDO

María Ángeles DAVIA RODRÍGUEZ

Nuria LEGAZPE MORALEJA

Universidad de Castilla-La Mancha

I. INTRODUCCIÓN

EL extraordinario incremento de la tasa de desempleo en España, hasta superar el 25 por 100 de la población activa en 2012, constituye el signo más claro de la intensa destrucción de empleo derivada de la crisis que se inicia a finales de 2007, pero tiende a dejar en segundo plano otros aspectos de gran trascendencia para el análisis del impacto laboral de la recesión actual en el mercado de trabajo español. Entre ellos, destacan los relacionados con la privación de empleo, el drástico descenso de la tasa de ocupación, la mayor inseguridad laboral, asociada a una mayor incidencia del empleo atípico, así como el progresivo aumento del paro de larga duración y del número de hogares con todos sus componentes parados (1).

El efecto combinado de estos y otros cambios adversos aumenta los riesgos de desigualdades laborales y sociales, empeoramiento del bienestar individual y familiar, deterioro del grado de equidad en la distribución de la renta e incluso de aumento de la pobreza. Si bien este tipo de efectos suelen tardar tiempo en manifestarse y pueden ser (parcialmente) compensados por algunos mecanismos sociales y redistributivos, una vez consolidados se convierten en problemas crónicos difíciles de revertir.

En este artículo se analiza la evolución de los indicadores del mercado de trabajo español en el periodo 2007-2012 que pueden tener mayor incidencia sobre el deterioro de la equidad y bienestar social determinados por la disponibilidad de empleo. El apartado II se centra en el deterioro de los indicadores de ocupación y de otros aspectos que inciden en la privación de empleo y la precariedad laboral. El apartado III analiza el diferente impacto del desempleo y de su persistencia, en forma de paro de larga duración, entre diversos colectivos sociodemográficos. El apartado IV realiza una estimación de la incidencia de los fenómenos de privación, precariedad e insatisfacción laboral por colectivos y su evolución entre 2007-2012. El apartado V presta atención a dos importantes mecanismos de compensación de la crisis del empleo: los hogares y el sistema público de protección laboral. Por último, el apartado VI sintetiza las conclusiones e implicaciones más relevantes.

II. EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL EN LA RECESIÓN: AJUSTE DE EMPLEO Y FLEXIBILIDAD LABORAL

El análisis de la influencia de cambios en el empleo y el desempleo sobre la distribución de la renta ha ido adquiriendo una cre-

ciente relevancia (2), pues contribuye a explicar los determinantes de fondo de cambios sociales y distributivos y a anticipar potenciales tendencias posteriores. La gravedad de los efectos negativos de privación de empleo y pérdida de rentas salariales no solo reside en el amplio porcentaje de población activa que pueda verse afectada en conjunto. También, sobre todo, en su heterogénea incidencia sobre los diversos colectivos laborales por razón de edad, género, nivel de estudios, país de nacimiento y otras características.

Aunque el principal determinante de los cambios en la disponibilidad del empleo está relacionado con los impactos macroeconómico y sectorial de las fluctuaciones del PIB, su impacto viene matizado por el contexto institucional existente en cada mercado de trabajo y, más en concreto, por las normas y condiciones laborales y salariales que caracterizan en cada momento las principales instituciones laborales (protección del empleo, prestaciones por desempleo y negociación colectiva). La flexibilización o desregulación de tales normas, si bien suele presentarse

solo como estrategia para combatir el desempleo, constituye un factor a tener en cuenta por su posible incidencia negativa en el bienestar de las personas y en la equidad social y distributiva (3).

La actual crisis internacional ha supuesto una intensificación de crecientes desigualdades laborales y un empeoramiento de la calidad del empleo que venían observándose en la mayoría de países desarrollados como fenómenos, al menos en parte, vinculados con el proceso de globalización (FMI, 2007). A este reciente agravamiento asociado a la crisis económica ha contribuido de forma importante el «impacto multipolar» de los ajustes aplicados sobre el empleo, en especial entre 2009-2010, particularmente severos sobre los trabajadores con contrato temporal, los jóvenes, los trabajadores con menor cualificación y, a diferencia de otros periodos, también sobre el empleo masculino adulto en los sectores de construcción e industria (Vaughan-Whitehead, 2011).

Un análisis comparativo del impacto de la Gran Recesión

sobre el mercado de trabajo y la desigualdad en 21 países de la OCDE (Jenkins *et al.*, 2011) resalta las importantes variaciones observadas en la distribución del empleo (pérdida asimétrica de empleos, reducción de horas de trabajo y aumento del trabajo a tiempo parcial). También destaca el inusual aumento en muchos países de los problemas de paro juvenil y paro de larga duración (OCDE, 2011). El caso español aparece de forma destacada en la mayoría de estos estudios comparativos a escala internacional por la intensidad de los efectos observados.

Un primer balance de la evolución de las variables laborales básicas del mercado de trabajo español pone de manifiesto el importante deterioro de los niveles absolutos y relativos de empleo y desempleo en España (cuadro n.º 1). De entre estos indicadores, la caída de la tasa de ocupación presenta una especial relevancia al constituir uno de los dos componentes determinantes, junto con la productividad, de la evolución de la renta per cápita y de la capacidad de sostenimiento fiscal del Estado del bienestar de un país. A lo

CUADRO N.º 1

EVOLUCIÓN INDICADORES BÁSICOS DE ACTIVIDAD, EMPLEO Y PARO EN ESPAÑA DURANTE LA CRISIS (2007-2012)
(Segundo trimestre de cada año. Miles y porcentajes)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
V. Absolutos (miles)						
Total población activa	22.127,3	22.806,6	23.082,5	23.122,4	23.136,7	23.110,4
Total ocupados	20.367,3	20.425,1	18.945,0	18.476,9	18.303,0	17.417,3
Total parados	1.760,0	2.381,5	4.137,5	4.645,5	4.833,7	5.693,1
Parados larga duración.....	525,6	625,3	1.190,8	1.931,0	2.182,2	2.606,1
Tasas relativas (porcentaje) (*)						
Tasa de actividad.....	58,9	59,8	60,1	60,1	60,1	60,1
Tasa de ocupación	54,2	53,5	49,3	48,0	47,6	45,3
Tasa de paro	8,0	10,4	17,9	20,1	20,9	24,6
Tasa PLD	2,4	2,7	5,2	8,4	9,4	11,3

Nota: (*) La tasa de ocupación se calcula respecto a población de 16 y más años. Las tasas de paro y paro de larga duración (PLD) corresponden a porcentajes de paro respecto población activa.
Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

largo de los últimos seis años, la tasa media de ocupación se ha reducido en casi 9 puntos porcentuales. Mientras que en 2007, 54 de cada 100 personas en edad de trabajar tenían un empleo, en el segundo trimestre de 2012 eran solo 45 de cada 100. Los casi 3 millones de puestos de trabajo netos menos que implica esta brusca variación del nivel relativo de ocupación en España deben relacionarse fundamentalmente con factores sectoriales (actividades productivas en crisis muy intensivas en trabajo) e institucionales (elevada proporción de asalariados con contrato temporal) (Muñoz del Bustillo y Antón, 2011).

El potencial impacto negativo de esta crisis sobre la privación de empleo y sobre las desigualdades laborales y sociales no reside principalmente en la magnitud del

descenso en el nivel de empleo, sino, sobre todo, en que su incidencia por sectores y colectivos ha sido más heterogénea que en crisis anteriores y está teniendo una mayor persistencia. No solo se han ampliado tradicionales diferencias, vinculadas a la mayor vulnerabilidad de determinados colectivos sociodemográficos que suelen presentar elevadas dificultades de inserción laboral; también se han comenzado a generar dificultades para grupos de población hasta ahora con una mejor posición relativa frente a cambios cíclicos de la economía.

En concreto, el descenso de tasas de ocupación, como principal exponente de la privación de empleo, ha afectado de forma más acusada a cinco grupos: el colectivo masculino de edad adulta, los jóvenes, los asalariados con

contrato temporal, los trabajadores poco cualificados y los inmigrantes (cuadro n.º 2). El empleo masculino, con un elevado peso relativo en Construcción e Industria, se resintió especialmente en la primera mitad de la crisis. La tasa de empleo masculina ha perdido 14,5 puntos porcentuales mientras que la femenina descendió 2,5 puntos. La convergencia que se deriva de estas variaciones del empleo por género no es un cambio positivo sino que introduce un empeoramiento de la situación del colectivo masculino, menos afectado por procesos de crisis anteriores y que, para tramos de edad adulta, es relevante en las fuentes de ingresos familiares.

En el caso del colectivo juvenil, la tasa de empleo de los menores de 25 años se ha reducido más de la mitad, hasta un mínimo del 20

CUADRO N.º 2

TASAS DE OCUPACIÓN PARA DISTINTOS COLECTIVOS SOCIODEMGRÁFICOS (2007-2012)
(Segundo trimestre de cada año. Porcentajes)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Género						
Varones	65,1	63,3	56,8	54,9	53,6	50,6
Mujeres.....	43,7	44,1	42,1	41,5	41,8	40,2
Grupos de edad						
16-24	42,8	39,8	30,8	27,4	24,3	20,1
25-29	78,8	76,0	67,9	65,2	64,1	60,0
30-49	78,4	77,5	72,5	71,5	71,2	68,5
50 y más.....	28,0	28,8	27,9	27,6	28,2	27,6
Nivel de estudios (*)						
Bajo	40,9	40,0	35,2	33,8	33,4	30,6
Medio	65,0	64,4	59,8	57,6	55,9	53,5
Superior.....	78,2	77,4	74,8	73,0	71,9	70,3
País de nacimiento						
España.....	52,3	51,7	48,1	46,9	46,6	44,6
Extranjeros.....	67,0	64,4	56,5	54,4	53,1	49,4
No comunitarios	69,0	66,4	55,7	54,7	53,9	49,0
Total	54,2	53,5	49,3	48,0	47,6	45,3

Nota: (*) Nivel bajo (Estudios obligatorios), Nivel medio (Educación Secundaria y Formación Profesional de Grado Medio), Nivel Superior (Estudios universitarios y Formación Profesional de Grado Superior).

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

por 100, y se extiende a los jóvenes de entre 25 y 29 años, con un descenso de 19 puntos porcentuales (4). Para los trabajadores adultos de edad intermedia, el descenso es más moderado pero sitúa la tasa de empleo del principal colectivo del mercado de trabajo por debajo del 70 por 100 (frente a niveles próximos al 80 por 100 al comienzo de la crisis). En cambio, para el grupo de 50 y más años este indicador se ha mantenido estable.

Los inmigrantes empeoran su posición relativa en el mercado de trabajo, con riesgo de ser uno de los colectivos más afectados por la privación de empleo y la ampliación de las desigualdades sociales. Frente a un descenso en torno a 8 puntos porcentuales de la tasa de ocupación de los trabajadores nacidos en España, para el conjunto de trabajadores extranjeros la reducción ha sido de 17,6 puntos porcentuales, alcanzando un máximo de 20 en el caso de los no comunitarios. Sus tasas medias de empleo, que se aproximaron al 70 por 100 en 2007, están ahora por debajo de la mitad de su población en edad de trabajar residente en España. Tal situación de privación de empleo para un colectivo caracterizado por elevadas tasas de actividad masculina y femenina, sumada a la carencia en muchos casos de lazos familiares y sociales en el país, aumenta de forma extrema los riesgos de exclusión social.

Asimismo, el nivel educativo es otro factor clave que puede incidir sobre el grado de vulnerabilidad laboral de las personas para enfrentarse a los efectos de esta recesión. El predominio entre los trabajadores menos cualificados de la contratación temporal y el empleo en pequeñas y medianas empresas, más sensibles a cambios en la demanda interna y con

menores oportunidades para exportar, permite entender mejor su mayor grado de exposición a los ajustes laborales en periodos de crisis económica persistente como el actual.

La elevada temporalidad en el mercado de trabajo español influye transversalmente sobre la mayoría de colectivos vulnerables ya analizados (Toharia y Cebrián, 2008), y es uno de los factores que explican tanto la alta elasticidad de la economía española en la creación y destrucción de empleo, como su extrema dualidad entre trabajadores fijos y temporales (Toharia, 2005; Costein *et al.*, 2010). Buena parte de la pérdida de empleo registrada entre 2007 y 2012 (2 de los más de 3 millones de puestos de trabajo perdidos) estuvo determinada por la no renovación o despido de trabajadores con contrato temporal (cuadro n.º 3). La significativa reducción de la tasa de temporalidad, que ha pasado de un tercio a una cuarta parte del empleo asalariado total, no supone un signo de reequilibrio en el mercado de trabajo o de reducción de la precariedad. Tampoco cabe interpretar que los reiterados intentos de reforma para cambiar los comportamientos de «cultura de la temporalidad» hayan tenido éxito (García-Serrano, 2011). Más bien implica la constatación del asimétrico y brusco impacto que una recesión puede provocar en una economía condicionada por un segmento tan amplio de asalariados temporales.

Un segundo grupo de efectos de la utilización de la flexibilidad laboral como mecanismo de ajuste tiene que ver con las repercusiones sobre la calidad del empleo, resumidas también en el cuadro n.º 3. En él se recoge la incidencia absoluta y relativa, así como la evolución del empleo atípico (trabajo

a tiempo parcial y temporal), en comparación con los puestos de trabajo que podrían denominarse de calidad (a tiempo completo e indefinido). En contraste con el descenso del número de asalariados con contrato temporal, el empleo a tiempo parcial ha aumentado hasta alcanzar un máximo del 15 por 100 del empleo total. Esto es resultado tanto de un aumento del empleo a tiempo parcial como, sobre todo, de un descenso del nivel previo de empleo a tiempo completo. Si este mayor peso relativo del empleo a tiempo parcial no responde a cambios en las preferencias de trabajadores hacia jornadas más reducidas que les permitan compatibilizar el empleo con otras actividades, sino a estrategias de flexibilidad y precaución de los empleadores, tal cambio en la estructura del empleo por tipo de jornada laboral puede considerarse un factor adicional de privación de empleo en forma de empeoramiento de su calidad, reducción de ingresos salariales, aumento de la precariedad e insatisfacción laboral (Merino *et al.*, 2012).

Para contrastar el grado de aceptación por parte de los trabajadores del empleo a tiempo parcial disponemos de dos indicadores que se pueden extraer de la Encuesta de Población Activa. En primer lugar, se pregunta a los trabajadores que trabajan a tiempo parcial por qué trabajan con esa jornada. Una de las posibles respuestas es «por no haber podido encontrar un trabajo a jornada completa». Tales trabajadores, que pueden ser calificados como «trabajadores a tiempo parcial involuntarios», han pasado de representar una tercera parte de los trabajadores a tiempo parcial en 2007 a algo más de la mitad en 2012.

El segundo indicador de disconformidad con la jornada laboral

CUADRO N.º 3

EVOLUCIÓN DEL EMPLEO SEGÚN TIPO DE CONTRATO Y DE JORNADA (2007-2012)
(Segundo trimestre de cada año. Miles, tasas de variación anual y porcentajes relativos)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
V. Absolutos (miles)						
Tipo de contrato						
Contrato indefinido.....	11.435,5	11.900,5	11.765,3	11.541,3	11.389,6	10.990,8
Contrato temporal	5.343,9	4.952,5	3.971,5	3.822,1	3.902,9	3.406,5
Tipo de jornada						
Tiempo completo.....	17.927,2	17.975,9	16.494,4	15.978,2	15.715,0	14.817,0
Tiempo parcial	2.440,1	2.449,2	2.450,6	2.498,6	2.588,0	2.600,3
Tiempo parcial involuntario	776,2	810,7	1.036,6	1.232,7	1.377,4	1.457,3
Subocupado (insuf. horas)	1.447,1	1.612,3	2.078,4	2.111,1	2.186,4	2.351,9
Tasas de variación anual (porcentaje)						
Tipo de contrato						
Contrato indefinido.....	—	4,1	-1,1	-1,9	-1,3	-3,5
Contrato temporal	—	-7,3	-19,8	-3,8	2,1	-12,7
Tipo de jornada (y voluntariedad)						
Tiempo completo.....	—	0,3	-8,2	-3,1	-1,6	-5,7
Tiempo parcial	—	0,4	0,1	2,0	3,6	0,5
Tiempo parcial involuntario	—	14,0	24,3	0,8	2,3	7,5
Porcentaje empleo atípico/empleo total						
Tasa temporalidad	31,8	29,4	25,2	24,9	25,5	23,7
Tasa tiempo parcial	12,0	12,0	12,9	13,5	14,1	14,9
Tasa tiempo parcial involuntario.....	3,8	4,0	5,5	6,7	7,5	8,4
Tasa subocupación (insuf. horas).....	7,1	7,9	11,0	11,4	11,9	13,5

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

recoge las situaciones de subocupación por insuficiencia de horas trabajadas. Este indicador, también obtenido de la Encuesta de Población Activa, permite establecer el peso relativo de las personas ocupadas que, independientemente de la jornada que tengan, desean trabajar más horas y están además disponibles para hacerlo y que se ha multiplicado por 1,6 en el periodo 2007-2012, hasta alcanzar un 13,5 por 100 del empleo asalariado total. El aumento de estas formas flexibles de adaptación a la crisis no solo supone una acentuación de la privación en el empleo en términos de tiempo de trabajo (y su correspondiente menor contrapartida

salarial); refleja además un mayor grado de insatisfacción laboral de los ocupados.

III. LA EXPANSIÓN DEL DESEMPLEO: EDAD, ESTUDIOS, INMIGRACIÓN Y PARO DE LARGA DURACIÓN

El análisis del desempleo aporta información adicional sobre la pérdida de empleo y las dificultades de inserción de diversos colectivos. El aumento de casi 4 millones de parados en España desde 2007 resulta del efecto combinado de una pérdida de 3 millones de empleos netos y casi un millón más

de activos incorporados al mercado laboral hasta 2012, momento en el que la privación en el empleo entre aquellos que desean participar en el mercado de trabajo ha alcanzado el 25 por 100. Solo la extraordinaria confluencia de factores de carácter macroeconómico, sectorial, institucional y competitivo permiten explicar la singularidad de la tasa de desempleo español en el contexto europeo (Álvarez, 2012).

De forma similar al efecto directamente vinculado a la pérdida de puestos de trabajo (la reducción de la ocupación que se analizó en el apartado II), uno de los aspectos más relevantes en este

análisis del desempleo está en su heterogénea incidencia entre colectivos (cuadro n.º 4). El aumento de la tasa de paro ha sido más intensa en varones que en mujeres, más en jóvenes que en adultos, en trabajadores menos cualificados que en trabajadores cualificados, en inmigrantes que en trabajadores nacionales, e incluso mayor para sustentadores principales de los hogares que para el resto de componentes de las unidades familiares. Pero sobre todo, el aumento del paro, resultado de la combinación de mayores flujos de entrada y mayor persistencia en esa situación (por menores flujos de salida), se traduce en la extensión del fenómeno de paro de larga duración sobre un colectivo

de una importancia absoluta y relativa hasta ahora desconocida.

El paro masculino se ha multiplicado casi por cuatro y se sitúa en el 24,6 por 100 en el segundo trimestre de 2012, hasta igualarse con la tasa de paro femenino. El paro de jóvenes entre 16-24 años se ha más que duplicado en términos absolutos (de 440.000 a 950.000) y se multiplica por tres en términos de tasa de paro, hasta el 53,3 por 100, como consecuencia del descenso de la población activa de esa edad que retorna al sistema educativo o deja de buscar empleo. No obstante, resulta preocupante también el aumento del desempleo entre los adultos de edad inter-

media (30-49 años), el grupo de mayor importancia en términos cuantitativos del mercado laboral, normalmente con una tasa de paro muy baja, y que ahora alcanza un 22 por 100 de su población activa. Se trata de casi 3 millones de parados (la mitad del desempleo total), en muchos casos con responsabilidades familiares y dificultades de reinserción futura. Este aumento del desempleo en tramos de edad intermedia constituye un rasgo de la crisis del mercado laboral en el que parece no haberse hecho suficiente hincapié durante los primeros años de crisis.

La incidencia del paro según nivel educativo refleja, de nuevo,

CUADRO N.º 4

EVOLUCIÓN DEL DESEMPLEO EN DISTINTOS COLECTIVOS SOCIODEMOGRÁFICOS (2007-2012)
(Segundo trimestre de cada año. Miles, variación en n.º índice (base 2007) y tasas de paro)

	Niveles (miles de personas)		Incremento 2007/2012	Tasas (porcentaje)	
	2007	2012		2007	2012
Género					
Varones	780,6	3.093,8	396,3	6,1	24,6
Mujeres	979,3	2.599,3	265,4	10,5	24,7
Grupos de edad					
16-24	442,2	957,5	216,5	18,2	53,3
25-29	259,8	801,9	308,7	8,3	31,1
30-49	801,1	2.945,8	367,7	6,6	22,2
50 y más.....	256,8	988,0	384,7	5,8	18,0
Nivel educativo (*)					
Bajo.....	979,6	3.198,3	326,5	10,0	33,3
Medio.....	418,3	1.324,1	316,5	7,9	24,1
Superior.....	362,0	1.170,7	323,4	5,1	14,6
País de nacimiento					
Total nacionales.....	1.336,6	4.211,2	315,1	7,3	22,4
Total extranjeros	423,4	1.481,9	350,0	11,4	34,4
No comunitarios	381,3	1.130,2	296,4	11,9	36,5
Estatus familiar					
Es persona principal	565,0	2.177,9	385,5	5,8	20,5
No es persona principal.....	1.195,0	3.515,2	294,2	9,6	28,1
Total.....	1.760,0	5.693,1	323,5	8,0	24,6

Nota: (*) Nivel bajo (Estudios obligatorios), Nivel medio (Educación Secundaria y FP), Nivel Superior (Estudios Universitarios).
Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

la acentuación de las desventajas de los menos cualificados en el mercado de trabajo y su mayor posibilidad de entrar o de mantenerse en situaciones de privación de empleo. Algo más de la mitad de los desempleados tiene un bajo nivel de estudios y un tercio de la población activa menos cualificada está en esa situación. También en este caso la extrema vulnerabilidad de los menos cualificados deja en un segundo plano la significativa incidencia que los riesgos de desempleo y desigualdad comienza a tener para personas que han alcanzado un mayor nivel educativo. Una cuarta parte de los parados con un nivel medio de estudios y casi ya un 15 por 100 de la población activa con estudios universitarios está desempleada en España (frente a apenas un 5 por 100 en otros países europeos).

La tasa de paro de los inmigrantes supera el 34 por 100 de la población activa y alcanza un máximo del 36,5 por 100 entre los no comunitarios. En cuanto a la incidencia del paro dentro los hogares, destaca el hecho de que, mientras que antes del comienzo de la crisis apenas un tercio de los parados eran sustentadores principales de la familia, en 2012 han pasado a representar ya algo más del 38 por 100.

Pero el mayor riesgo de exclusión laboral y social por privación prolongada de empleo y de rentas salariales, por posible no retorno al mercado laboral o por reinserción con peores condiciones profesionales y salariales se concentra en el colectivo de parados de larga duración (Carbonero *et al.*, 2012). A lo largo de los últimos seis años, el peso relativo de estos desempleados considerados en conjunto, tanto de los que llevan más de un año buscando empleo (los llama-

dos parados de larga duración) como de aquellos que incluso llevan más de 24 meses sin encontrarlo (denominados parados de muy larga duración), ha pasado de suponer una cuarta parte del desempleo total a algo más de la mitad en 2012. A su vez, el peso relativo de los parados que llevan entre uno y dos años pasa del 11,8 al 22,3 por 100 en el periodo 2007-2012, mientras que el de parados que llevan más de 24 meses casi se triplica, pasando del 12,9 al 30 por 100 del total de desempleados (cuadro n.º 5, bloque A).

La magnitud de este ascenso del paro de larga duración en España se advierte mejor si se compara con el mismo fenómeno en otros países de nuestro entorno. En el marco de la Unión Europea de los 27 (UE-27), el aumento del paro de larga duración entre 2007 y 2012 es muy pronunciado en un gran número de países, como puede verse en el gráfico 1. Aunque en varios de ellos el peso relativo alcanzado por el paro de larga duración en el desempleo total es aún más elevado que en España (sobre todo en los Países Bálticos, los países rescatados de la zona euro e Italia), sin embargo el ritmo de aumento en España es de los más intensos de toda la UE-27, seguido de cerca tan solo por el experimentado en Irlanda (5).

Volviendo al análisis detallado del caso español, merece destacar que el peso relativo del total de población desempleada de larga duración (más de 12 meses y más de 24 meses) en la población activa, es decir, el indicador que podría denominarse como tasa de paro de larga duración, se ha incrementado del 2 al 13 por 100 en el periodo 2007-2012 (cuadro n.º 5, bloque B). La mitad de este paro de larga duración se

concentra en el colectivo masculino y en el de adultos entre 30-49 años. Por nivel de estudios, más del 60 por 100 tienen baja cualificación. Además, casi un 40 por 100 del total (1,2 millones de personas) se concentra en sustentadores principales del hogar.

La tasa de paro de larga duración por colectivos muestra que esta situación afecta a un 22,5 por 100 de la población activa juvenil menor de 25 años, a un 15 por 100 de los jóvenes entre 25 y 29 años y a un 20 por 100 de los extranjeros no comunitarios. Los grupos sociodemográficos de activos que presentan un aumento más rápido de este problema durante el periodo analizado son los más jóvenes, los menos cualificados y los inmigrantes (gráfico 2). Además, la difusión de este fenómeno de privación prolongada de empleo, incluso para periodos de búsqueda superiores a 24 meses, comienza a ser relevante para otros colectivos que presentaban con anterioridad una mejor posición relativa en el mercado laboral. En concreto, entre la población mayor de 25 años y menor de 50, la cifra de parados de muy larga duración ha aumentado de 136.000 a un millón, y en el caso de la población activa con estudios medios o superiores ha pasado de 100.000 a 600.000 personas.

IV. INCIDENCIA POR COLECTIVOS DEL RIESGO DE PRIVACIÓN DE EMPLEO, PRECARIEDAD E INSATISFACCIÓN LABORAL

A modo de síntesis y contras-tación de los aspectos tratados en los apartados anteriores puede ofrecerse un análisis comparativo del perfil de riesgo durante el periodo transcurrido de la crisis actual con el objetivo de corroborar

CUADRO N.º 5

EVOLUCIÓN DEL PARO DE LARGA DURACIÓN EN DISTINTOS COLECTIVOS SOCIODEMOGRÁFICOS (2007-2012)
(Segundo trimestre de cada año. Miles, variación en n.º índice (base 2007) y estructura porcentual y tasas de paro)

<i>A. TOTAL PARADOS: DURACIÓN ACUMULADA EN EL DESEMPLEO</i>					
	<i>Valores absolutos (Miles)</i>		<i>N.º Índice 2007 = 100</i>	<i>Estructura porcentual</i>	
	<i>2007</i>	<i>2012</i>	<i>2007-2012</i>	<i>2007</i>	<i>2012</i>
Ya ha encontrado empleo	247,9	260,5	105,1	14,1	4,6
Menos de 1 año	1.078,3	2.458,2	228,0	61,3	43,2
1-2 años	207,2	1.268,2	612,1	11,8	22,3
2 años y más	226,5	1.706,2	753,3	12,9	30,0
Total	1.759,9	5.693,1	323,5	100,0	100,0
<i>B. TOTAL PARADOS LARGA DURACIÓN (MÁS DE 1 AÑO EN EL DESEMPLEO)</i>					
	<i>Valores absolutos (Miles)</i>		<i>N.º Índice 2007 = 100</i>	<i>Tasa de paro</i>	
	<i>2007</i>	<i>2007-2012</i>	<i>2007-2012</i>	<i>2007</i>	<i>2007-2012</i>
Género					
Varones	162,5	1.614,8	993,7	1,3	12,8
Mujeres	271,3	1.359,6	501,1	2,9	12,9
Grupos de edad					
16-24	55,1	404,6	734,3	2,2	22,5
25-29	54,0	388,1	717,4	1,7	15,0
30-49	207,5	1.561,0	752,3	1,7	11,8
50 y más	117,0	620,7	530,5	2,7	11,3
Nivel educativo					
Bajo	258,5	1.799,3	696,1	2,6	18,7
Medio	91,5	643,2	703,0	1,8	11,7
Superior	83,8	531,9	634,7	1,2	6,6
País de nacimiento					
Total españoles	372,5	2.193,4	588,9	2,0	11,7
Total extranjeros	61,3	781,0	1.274,1	1,7	18,1
No comunitarios	47,9	607,8	1.268,9	1,5	19,6
Estatus familiar					
Es persona principal	153,1	1.156,4	755,3	1,6	10,9
No es persona principal	280,7	1.818,0	647,7	2,3	14,5
TOTAL	433,7	2.974,4	685,8	2,0	12,9

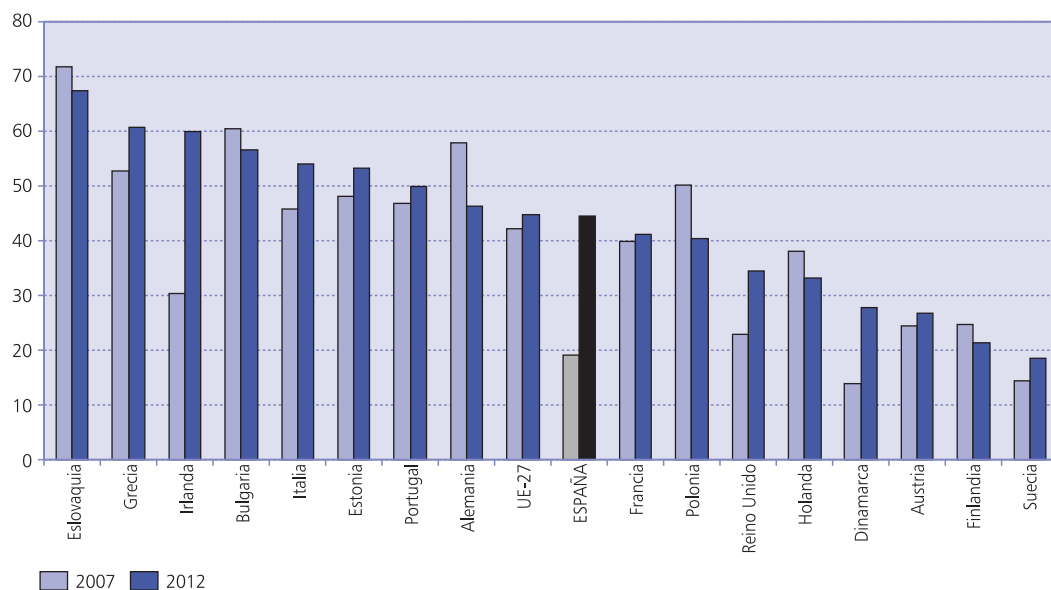
Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

para qué colectivos se constata un empeoramiento más significativo de la vulnerabilidad a la privación de empleo, el deterioro de la calidad del empleo y la insatisfacción laboral. Para ello se han estimado regresiones logísticas binarias en 2007 y 2012 considerando como variables dependientes: a) ser un activo desempleado; b) ser un desempleado de larga o muy larga duración; c) tener un contrato temporal; d) trabajar a tiempo

parcial de forma involuntaria, y e) estar subocupado por insuficiencia de horas. Al tratarse de colectivos distintos debe tenerse en cuenta que el perfil de parados se estima sobre el total de la población activa, mientras que el perfil de parados de larga duración se estima sobre el total de parados. Asimismo, el de trabajadores temporales se considera sobre el total de población asalariada, el de los trabajadores que

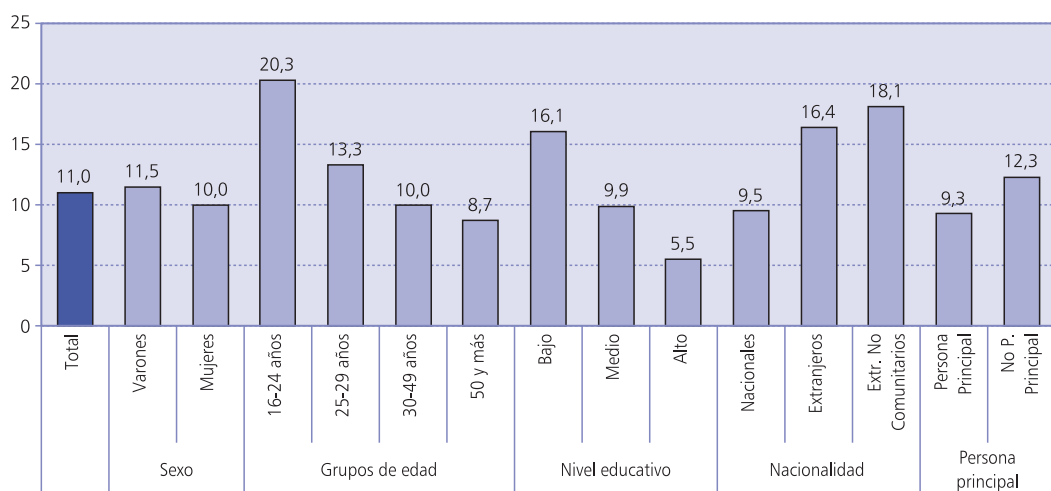
trabajan a tiempo parcial de forma involuntaria sobre el total de trabajadores a tiempo parcial y, finalmente, el de los subocupados por insuficiencia de horas se estima sobre el total de ocupados. Los resultados de estos análisis detallados de estimación de probabilidad de pasar a situaciones de privación de empleo, precariedad e insuficiencia de horas trabajadas se muestran en el cuadro número 6 (6).

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DEL PESO RELATIVO DE PARADOS DE LARGA DURACIÓN SOBRE DESEMPLEO TOTAL
EN PAÍSES DE LA UE-27
(Tercer trimestre 2007-Tercer trimestre 2012)



Fuente: Eurostat (Labour Force Survey).

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE PARO DE LARGA DURACIÓN SEGÚN COLECTIVOS (2007-2012)
(Variación acumulada en puntos porcentuales respecto de su población activa)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

CUADRO N.º 6

**MODELOS LOGIT SOBRE EVOLUCIÓN DE LOS PERFILES DE RIESGO DE PRIVACIÓN DE EMPLEO Y DE TRABAJO DE BAJA CALIDAD
(Segundo trimestre 2007 y 2012)**

Exponentes de los coeficientes (razón de verosimilitud)

	Parados (sobre total población activa)		Parados de larga duración (sobre total población parada)		Contratados temporales (sobre total población asalariada)		Contratados tiempo parcial involuntario (sobre total tiempo parcial)		Subocupación por insuficiencia de horas (sobre total de ocupados)	
	2007	2012	2007	2012	2007	2012	2007	2012	2007	2012
	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)
Varones.....	0,533	0,937	0,705	0,976	0,846	0,847	0,856	1,167	0,582	0,659
Grupos de edad										
16-24.....	2,379	3,117	0,163	0,423	5,893	8,573	0,998***	1,392	2,104	2,715
25-29.....	1,181	1,541	0,299	0,583	3,218	4,266	2,308	2,548	1,914	2,141
30-49.....	1,084	1,193	0,412	0,687	1,924	2,124	1,897	2,190	1,627	1,577
País de nacimiento										
Extranjero.....	1,678	1,794	0,483	1,041**	3,048	2,091	2,932	2,363	2,975	1,957
Nivel de estudios										
Bajo.....	1,959	2,665	1,183	1,530	1,769	1,521	1,342	2,070	1,582	2,020
Medio.....	1,388	1,595	1,094***	1,150	1,081	1,100	0,851	1,215	1,215	1,584
Estatus familiar										
Persona principal.....	0,813	0,848	0,784	0,830	0,809	0,853	0,836	1,108	1,060	1,061
Estado civil										
Casado.....	0,756	0,619	1,099**	1,018	0,678	0,677	0,674	0,634	0,779	0,788
Separado/divorciado.....	0,778	0,740	1,082***	1,594	0,788	0,719	1,183***	0,579	1,005***	0,852**
Viudo.....	1,211	0,929	1,033***	1,262	0,885	0,813	1,839	1,364	1,084**	1,153
Hijos < 16 años.....	0,942*	1,068	1,052***	1,065	0,905	0,930	0,433	0,541	0,884	0,997***
Constante.....	0,113	0,274	1,181**	1,344	0,383	0,247	0,626	0,853**	0,049	0,094
-2 log verosim.....	114.582,27	234.428,91	18.034,74	77.134,35	182.648,64	140.422,72	27.624,69	32.460,08	97.961,58	129.745,78
R2 Cox y Snell.....	0,0368	0,0971	0,0880	0,0290	0,1503	0,1121	0,1086	0,1114	0,0312	0,0457
R2 Nagelkerke.....	0,0863	0,1444	0,1308	0,0387	0,2106	0,1686	0,1520	0,1493	0,0778	0,0835
Chi-2.....	8.286,58	23.613,35	1.620,44	1.673,83	27.333,89	17.123,19	2.788,84	3.059,30	6.457,92	8.143,99
gl (sign).....	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)	30 (0,000)
N.....	76.596	80.154	6.090	19.057	57.120	49.526	8.325	8.755	70.506	61.097

Notas:

(*) Significativo al 95 por 100. (**) Significativo al 90 por 100. (***) No significativo. La ausencia de asteriscos indica significatividad al 99 por 100.

El individuo de referencia es una mujer, de estudios superiores, en el tramo de edad de 50 y más años, nacida en España, que no es persona principal en su hogar, soltera y que no convive con hijos menores de 16 años. En el modelo también se controla por la comunidad autónoma de residencia.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

En cuanto al perfil de los desempleados, los varones tenían antes del inicio de la crisis un riesgo estimado relativamente bajo del 0,53 de entrar en esta situación respecto a las mujeres, mientras que en 2012 ha quedado casi anulado al presentar un valor de 0,94. El aumento del riesgo de desempleo es más intenso en el caso de los más jóvenes (16-24 años) y de quienes tienen bajo nivel de

estudios, presenta moderados ascensos para jóvenes entre 25-29 años, adultos, personas con estudios medios y extranjeros, y tiende a mantenerse estable para sustentadores principales.

En el caso de los parados de larga duración, el riesgo relativo de estar en esa situación (sobre el total de desempleados) ha aumentado para los varones, de hecho ya

no sería significativamente menor que el de las mujeres. También cabe destacar una reducción de distancias relativas en este tipo de riesgo entre los diversos grupos de edad, aunque, al mismo tiempo, se amplían por nivel educativo, sobre todo por el aumento para los que tienen un bajo nivel de estudios (la ratio pasa del 1,18 en 2007 al 1,53 en 2010). Los desempleados extranjeros presentan

uno de los mayores incrementos pasando de una probabilidad claramente inferior en 2007 a una probabilidad similar al colectivo nacional de referencia en 2012.

El riesgo relativo entre los asalariados de tener un contrato temporal se amplía de forma intensa para los jóvenes hasta 29 años a lo largo del periodo de observación; al mismo tiempo, se reduce el diferencial para los extranjeros (pasando de ser tres veces superior a la de los asalariados nacionales en 2007 a dos veces mayor en 2012), así como para los asalariados con bajo nivel de estudios. No se aprecian cambios relevantes en el perfil de la temporalidad por estado civil, relación con la persona principal y convivencia con hijos menores de 16 años en el hogar.

En cuanto a la posibilidad de tener un empleo a tiempo parcial de forma involuntaria, indicativo de otras situaciones de privación de empleo por insuficiente jornada laboral de trabajo respecto a la deseada, los cambios más relevantes corresponden a la convergencia del riesgo entre varones y mujeres, hasta situarse incluso en valores superiores a 1 para el colectivo masculino en 2012. Por otro lado, se aprecia un aumento similar de estar en esta situación en todos los tramos de edad en comparación con los mayores de 50 años, incluso para adultos con edades comprendidas entre 30 y 49. Además, los jóvenes menores de 25 años, que antes de la crisis no registraban una probabilidad de trabajo a tiempo parcial involuntario significativamente superior a los mayores de 50, en 2012 ya presentan un diferencial positivo (desventaja) respecto a la categoría de referencia. Por nivel de estudios, aumenta de forma importante para personas asalariadas a tiempo parcial con niveles

de estudios bajos, y en el caso de las personas de estudios medios, estas pasan de tener una probabilidad relativa de trabajar a tiempo parcial de forma involuntaria inferior a los más cualificados, a tener una mayor probabilidad que el citado colectivo. En el caso de los sustentadores principales del hogar, el incremento es reducido pero supone alcanzar un nivel significativamente superior al del resto de componentes del hogar. Asimismo, destaca la reducción de diferencias entre trabajadores extranjeros y nacidos en España.

Finalmente, similares resultados se obtienen al considerar la situación de subocupación por insuficiencia de horas: los varones reducen ligeramente su ventaja relativa de menor probabilidad de subocupación que las mujeres; los menores de 30 años incrementan su riesgo relativo respecto a los mayores de 49 años; se reduce el diferencial que afectaba especialmente a los extranjeros y aumenta para las personas con baja y media cualificación, manteniéndose más o menos estable para el resto de colectivos.

En resumen, los resultados de estas estimaciones permiten corroborar en buena medida lo observado en el análisis descriptivo: los varones, los jóvenes y la población activa menos cualificada tienden a empeorar sustancialmente su vulnerabilidad a la pérdida de empleo; las posibilidades de precariedad laboral e insuficiencia de horas trabajadas aumenta de forma moderada pero generalizada y heterogénea por tramos de edad y nivel de estudios, manteniendo diferencias en unos casos y reduciéndolas en otros; los inmigrantes pierden la ventaja que tenían en términos de menor riesgo de paro de larga duración, pero también reducen desventajas relativas en términos

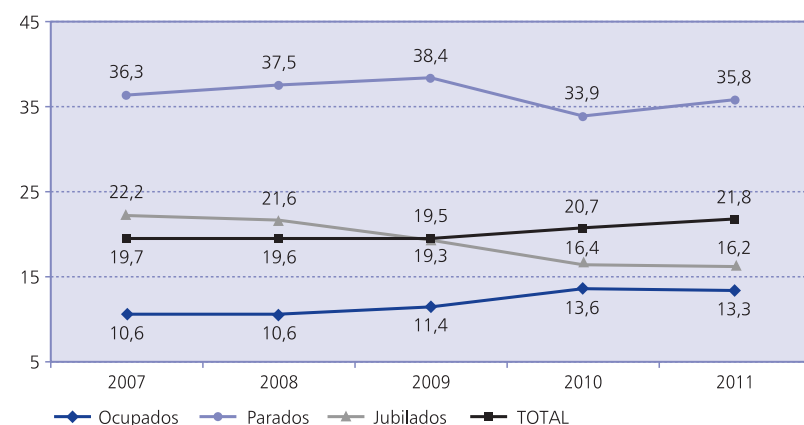
de temporalidad, empleo a tiempo parcial involuntario y subocupación por insuficiencia de horas (probablemente por empeoramiento de la situación de los trabajadores nacionales o pérdida de oportunidades de acceder a cualquier tipo de empleo). Solo para el colectivo de sustentadores principales del hogar las escasas variaciones estimadas, en comparación con otros grupos, no permiten respaldar un claro empeoramiento de su posición relativa, aunque ello no permite asegurar que esa aparente mayor resistencia vaya a mantenerse si se prolonga el deterioro de la situación económica.

V. EL DETERIORO DE LOS FACTORES DE COMPENSACIÓN: INCIDENCIA EN LOS HOGARES Y LIMITACIONES DE LA PROTECCIÓN LABORAL

Frente al impacto negativo del desempleo y el empleo de baja calidad existen dos mecanismos esenciales de compensación: el apoyo familiar y el papel protector del Estado del bienestar (concretado en su vertiente más vinculada al mercado laboral por la normativa de contratación y despido, las prestaciones por desempleo y las políticas activas de empleo). Sin embargo, entre las consecuencias de la actual crisis económica se encuentra también el debilitamiento de estos mecanismos.

En el caso de los hogares, la información estadística disponible más destacable procede de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) y de la Encuesta de Población Activa (EPA). En el primer caso, la ECV refleja, por el momento, limitadas variaciones del riesgo de pobreza en España. Desde el inicio de la crisis, este in-

GRÁFICO 3
EVOLUCIÓN DEL RIESGO DE POBREZA SEGÚN RELACIÓN
CON LA ACTIVIDAD (2007-2011)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Condiciones de Vida).

dicador ha pasado del 20 al 22 por 100, aunque se aprecia disparidad de tendencias entre colectivos (gráfico 3). En concreto, en función de la relación con la actividad, el riesgo de pobreza se ha incrementado entre los ocupados, sobre todo en el periodo

más reciente por el constante deterioro de su nivel de renta. Entre los parados, se observa un rápido aumento del riesgo de pobreza en la fase más grave de la recesión (2008-2009) pero se reduce en años siguientes, coincidiendo con máximos en los porcentajes

de la cobertura de prestaciones y subsidios por desempleo hasta 2011. En cambio, la posición relativa de los jubilados muestra una significativa mejora, probablemente como consecuencia de un flujo más estable de rentas.

Los datos de la Encuesta de Población Activa (EPA) permiten conocer la incidencia directa en los hogares del paro y la precariedad de los ocupados, así como el impacto sobre la persona principal del hogar entre 2007 y 2012 (cuadro n.º 7). El porcentaje de hogares con al menos un miembro activo en paro ha aumentado del 13 al 34 por 100, y el de aquellos en los que el afectado por el desempleo es la persona principal del hogar se ha multiplicado por más de tres hasta alcanzar el 19 por 100. La situación más extrema, la de hogares donde todos los activos están en paro, ha pasado del 2 al 10 por 100 (7). Los efectos de los ajustes mediante destrucción de empleo temporal entre los ocupados determinan un descenso del 41 al 30 por 100 de los hogares donde hay al menos

CUADRO N.º 7

EVOLUCIÓN DE LA ESTRUCTURA DE LOS HOGARES POR DISTINTOS TIPOS DE CARENCIAS LABORALES Y DE RENTAS (2007-2012)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Sobre el total de hogares						
Hay algún activo en paro	12,9	16,5	26,1	28,9	29,5	34,1
Todos activos parados	2,3	3,3	6,6	7,6	7,9	10,0
Persona principal parada	5,7	7,4	13,4	14,9	15,6	19,3
Ningún adulto recibe rentas	2,1	2,2	2,9	2,6	3,2	3,4
Sobre el total de hogares con activos						
Todos activos parados	3,1	4,4	8,7	10,1	10,5	13,3
Ningún adulto recibe rentas	0,9	1,4	2,2	2,2	2,6	3,1
Sobre el total de hogares con ocupados						
Al menos un trabajador temporal	40,7	38,1	32,5	31,8	32,7	30,3
Al menos un trabajador a TP involuntario ..	6,1	6,4	8,4	10,0	11,1	12,2
Al menos un subocupado (insuf. horas)	10,8	11,9	15,6	16,2	16,7	18,7
Todos los ocupados precarios	21,7	21,4	22,5	23,0	24,1	24,6

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (Encuesta de Población Activa).

un trabajador que tiene este tipo de contrato. A cambio, aumenta la presencia del empleo a tiempo parcial involuntario y la subocupación por insuficiencia de horas trabajadas. En 2012 uno de cada ocho hogares con algún miembro ocupado tenía al menos a un trabajador a tiempo parcial involuntario, y casi una quinta parte tenía al menos a una persona subocupada. Como resultado de estas variaciones se ha incrementado el peso relativo de los hogares donde todas las personas ocupadas tienen empleos atípicos o precarios o no trabajan el tiempo de jornada deseada, hasta representar una cuarta parte del total.

La posibilidad de que tales cambios a escala individual y familiar se consoliden como desigualdades sociales depende en buena medida de la intervención del sector público. Más allá de los efectos redistributivos del sistema fiscal y del impacto del gasto social de carácter general en educación, sanidad y pensiones, los mecanismos de compensación que de forma más directa pueden paliar los cambios adversos en el mercado de trabajo tienen que ver con la normativa de protección laboral frente al despido, con las prestaciones y subsidios por desempleo y con las políticas activas de empleo. Sin embargo, en mayor o menor medida, y por razones de diferente índole, la capacidad de influencia de estos tres tipos de mecanismos está registrando un cierto debilitamiento.

La protección del empleo vinculada a las normas de contratación y despido se ha visto afectada por dos reformas laborales en 2010 y 2012 (8) que han introducido importantes modificaciones orientadas a ampliar los factores justificativos de despido procedente y a agilizar procesos de

tramitación para el despido colectivo. También se han ampliado las posibilidades de utilización de flexibilidad interna funcional y salarial y se ha reforzado el papel de los convenios colectivos a nivel de empresa, en detrimento de los sectoriales. Tales cambios normativos se alejan de modelos de reforma laboral que buscan un avance combinado en flexibilidad y seguridad. Por el contrario, suponen tan solo un aumento de la flexibilidad (en un contexto de persistente recesión y ajustes de empleo y salarios), sin apenas nuevas contrapartidas en protección de rentas y apoyo a desempleados. A falta de conocer su influencia en periodos de recuperación o expansión económica, por el momento introducen un riesgo de mayor vulnerabilidad e incertidumbre laboral y salarial de los trabajadores con empleo, sobre todo de carácter indefinido.

En cuanto al sistema de protección por desempleo, la evolución del grado de cobertura de prestaciones y subsidios reflejó durante las fases inicial e intermedia de la crisis un rápido incremento de casi 7 puntos porcentuales del colectivo de desempleados con derecho a prestación, hasta alcanzar un porcentaje del 78,44 por 100 de los parados con experiencia en 2010. Pero, durante el periodo más reciente, el aumento progresivo en el número de parados que han agotado su prestación o no tienen derecho a ella por insuficiente tiempo de cotización ha reducido el porcentaje de cobertura por debajo del 65 por 100 en el tercer trimestre de 2012.

En los últimos años se introducen además dos importantes modificaciones respecto al sistema de protección social por desempleo vigente con anterioridad a la crisis (9). La primera supone una cierta ampliación de los co-

lectivos cubiertos por el sistema a través de un programa de ayuda de carácter asistencial durante seis meses vinculado a un compromiso de participación en políticas activas de empleo y formación. En 2009 se pone en marcha el denominado Programa Temporal de Protección por Desempleo e Inserción (Plan PRODI), sustituido a partir de febrero de 2011, y con vigencia prorrogada hasta principios de 2013, por otro programa de recualificación profesional de similares características, conocido como Plan Prepara, para las personas que agoten las prestaciones y subsidios por desempleo y tengan un bajo nivel de renta. Aunque estos programas forman parte del gasto en Políticas Activas de Empleo, en la práctica se han convertido en una vía adicional de ampliación transitoria de transferencia de rentas para personas con mayor riesgo de marginalidad pero que aún se mantienen en el proceso de búsqueda de empleo. Sin embargo, su grado de cobertura, incluso para este colectivo tan específico, puede considerarse más bien escaso (10).

La segunda modificación supone una limitación de carácter general en la cuantía de las prestaciones contributivas del sistema. En concreto, desde mediados de 2012 (RD-ley 20/2012, de 13 de julio 2012), aunque se mantiene el periodo máximo de duración de la prestación de hasta 24 meses, los nuevos parados han visto reducida la cuantía a partir del sexto mes del 60 al 50 por 100 de la base reguladora. La finalidad de esta modificación se justifica en parte como vía para incentivar la búsqueda de empleo, pero su puesta en marcha debe enmarcarse en el contexto de las medidas de consolidación presupuestaria para dar respuesta a los compromisos de reducción del déficit requeridos por la UE, reforzados

por la petición de ayuda financiera para abordar la recapitalización bancaria en España desde julio de 2012.

Por último, cabe considerar la evolución de las políticas activas del mercado de trabajo como parte de los mecanismos dirigidos a intentar reducir las dificultades de inserción laboral de determinados colectivos. El impulso de estas medidas, junto con el mantenimiento de las prestaciones por desempleo, deberían configurarse como complemento indispensable para evitar que una mayor flexibilidad laboral introduzca riesgos de desigualdad y largos periodos sin relación con el mercado laboral (11). Sin embargo, en el caso de España, el proceso de ajuste presupuestario ha supuesto una drástica reducción (en torno a la mitad en tres años) de los niveles de gasto público en materia de programas de orientación y formación, de incentivos a la contratación de parados o de conversión de contratos temporales en indefinidos (12).

VI. CONCLUSIONES

El análisis de los efectos que la actual crisis económica está provocando sobre los indicadores del mercado de trabajo español muestra un claro y heterogéneo aumento de las situaciones de privación de empleo, empeoramiento de la calidad del empleo, precariedad e insatisfacción laboral. La mayor intensidad de estos cambios adversos para determinados colectivos (varones, jóvenes, trabajadores poco cualificados e inmigrantes), sugiere un previsible aumento de las desigualdades sociales en un futuro próximo. Al mismo tiempo, la detección de ciertas tendencias, de mayor divergencia entre colectivos en algunos casos, pero también, en

ocasiones, de cierta convergencia de situaciones al empeorar la posición relativa de algunos grupos sociodemográficos anteriormente menos vulnerables, permite esperar una complejidad aún mayor de la estructura laboral y social a consecuencia de la crisis económica en nuestro país y, por tanto, una mayor dificultad de las posibles estrategias a adoptar.

Junto al temor destacado con mayor frecuencia de un potencial fenómeno de «generación perdida», en referencia al problema del desempleo juvenil, existen otras situaciones críticas a las que debe prestarse al menos una similar atención. Entre ellas merecen destacarse al menos tres, de magnitud no conocida en anteriores crisis y con preocupantes signos de interrelación: la ausencia de alternativas a medio plazo para la reinserción laboral de amplios grupos de trabajadores expulsados de actividades como Construcción y Manufacturas de baja cualificación; el progresivo aumento en múltiples colectivos del paro de larga y muy larga duración (y su posterior abandono de la actividad), y el elevado riesgo de retrocesos en la empleabilidad e integración social de la población inmigrante residente en España.

La posibilidad de que el ajuste de empleo, protagonizado casi exclusivamente hasta 2011 por la destrucción de empleo temporal en el sector privado, se extienda en mayor o menor medida también a los trabajadores con contrato indefinido y a asalariados del sector público, en función del periodo de prolongación de la recesión, de los ajustes presupuestarios y del modo en que se aplique el nuevo marco laboral aprobado en 2010 y 2012, constituye otro importante factor de incertidumbre y preocupación para conocer el es-

tado final en el que quedará el mercado de trabajo antes de iniciarse un cambio de tendencia hacia una lenta recuperación económica y una moderación de los desequilibrios analizados.

Aunque por el momento no han aumentado de forma significativa los niveles relativos de población en riesgo de pobreza y exclusión social, la persistencia de la crisis y el debilitamiento de mecanismos esenciales de compensación, como el apoyo familiar y el sistema público de protección del empleo, pueden determinar que a la actual etapa de negativos efectos laborales le suceda otra de graves efectos sociales en forma de un severo deterioro de la equidad distributiva de la renta.

Transcurridos ya casi seis años desde el inicio de la crisis y sin previsiones de tasas de crecimiento generadoras de nuevo empleo neto en cuantía significativa en los próximos tres o cuatro años, la economía española se enfrenta a estos importantes retos con escasos instrumentos disponibles de política económica para intentar limitar las consecuencias que sobre la cohesión social puede tener una década de elevado desempleo estructural. El potencial impacto moderador que otros mecanismos, como el crecimiento de la economía sumergida, la salida al exterior de algunos jóvenes titulados o el limitado retorno de inmigrantes a países de origen, puedan tener para contrarrestar los amplios problemas internos de la economía nacional no puede ser contemplado realmente como alternativa suficiente.

El sostenimiento de políticas públicas de protección social, el reforzamiento del sistema educativo (sobre todo en los niveles básico e intermedio de cualificación), la recuperación del papel de las po-

líticas activas en apoyo de los parados jóvenes y de larga duración, así como la creación de empleos de calidad, seguirán siendo los elementos imprescindibles y más adecuados para contribuir a la reducción de los desequilibrios laborales y distributivos.

NOTAS

(1) En este artículo, el habitual enfoque de análisis de economía laboral sobre los efectos de la crisis (centrado en aspectos como la caída de la ocupación, el desempleo y la temporalidad) se amplía con una mayor atención a la evolución de problemas vinculados también a una perspectiva más social que implica la utilización y análisis de la evolución de cuestiones como la privación de empleo y, complementariamente, la precariedad en la contratación y la insatisfacción laboral con la duración de jornada. La privación de empleo constituye un término vinculado a situaciones de privación económica por desempleo e insuficiente número de horas trabajadas en el ámbito de los hogares como exponentes del deterioro del bienestar y el riesgo de exclusión social y pobreza (GRADIN, CANTÓ y DEL RÍO, 2012).

(2) Los dos principales mecanismos de interrelación entre mercado de trabajo y distribución de la renta son los derivados de la participación o no en la actividad productiva a través del empleo (ATKINSON, 1983; GARCÍA-SERRANO y TOHARIA, 2008) y de la cuantía y estructura del reparto de rentas primarias (salarios y beneficios) vinculada a la evolución de la productividad y a las características de las relaciones laborales (ÁLVAREZ *et al.*, 1996).

(3) La influencia de las instituciones laborales en los resultados económicos sigue siendo objeto de un intenso debate académico. Un balance de análisis empíricos sobre el tema lleva a considerar que la regulación de las instituciones laborales contribuye de forma más clara a reducir las desigualdades de ingresos que a provocar cambios significativos en variables macroeconómicas como la tasa de paro (FREEMAN, 2005).

(4) El progresivo deterioro del estatus laboral de los jóvenes y sus posibles repercusiones a medio y largo plazo, tanto a escala individual como social, son objeto de una creciente atención en la Unión Europea (CE, 2010) y en análisis específicos del mercado de trabajo español (DAVIA, 2010; ALBERT y DAVIA, 2011).

(5) Los pesos relativos de paro de larga duración extraídos de la Encuesta de Población Activa española no coinciden exactamente entre los publicados en el sitio web de Eurostat procedentes de la *European Labour Force Survey*. La diferencia viene determinada porque en nuestra explotación de la EPA

hemos considerado a toda la población mayor de 16 años, mientras que los datos de Eurostat se refieren al colectivo de 16 a 64 años.

(6) Para facilitar la interpretación de los resultados, en lugar de los coeficientes se consideran las razones de verosimilitud, que tienen una interpretación sencilla.

(7) Análisis más detallados del impacto de la crisis sobre los hogares indican que los que más han empeorado su situación económica son los sustentados por inmigrantes, jóvenes y mujeres (CANTÓ, 2010).

(8) Las reformas fueron convalidadas mediante la Ley 36/2010, de 17 de septiembre, sobre Medidas Urgentes de Reforma del Mercado Laboral y la Ley 3/2012, de 6 de julio, sobre Medidas Urgentes del Mercado de Trabajo.

(9) Los tres elementos fundamentales del sistema son las prestaciones contributivas, los subsidios asistenciales de carácter no contributivo (fundamentalmente, subsidios por agotamiento de la prestación contributiva atendiendo a responsabilidades familiares y subsidios para mayores de 55 años) y otras prestaciones como la Renta Activa de Inserción. Adicionalmente existen otras rentas gestionadas por las comunidades autónomas en forma de subsidios asistenciales.

(10) Según datos oficiales, el Plan Prepara estaría afectando cada mes a un colectivo medio en torno a 200.000 personas. Es decir, aproximadamente un 9 por 100 de los parados de larga duración y de los parados sin cobertura o el 4,5 por 100 del desempleo total. El balance acumulado tras un año y medio desde su implantación supondría haber ayudado a un total de 500.000-600.000 personas (un 20 por 100 de los parados sin cobertura).

(11) Esta es una de las principales recomendaciones de las denominadas estrategias de flexiguridad, (de amplia aceptación en numerosos países europeos durante los últimos años), para avanzar en la flexibilización del mercado laboral y mantener suficientes garantías de seguridad laboral y de rentas de la población activa. Además, está también en línea con los enfoques de la OIT, que insisten en que las medidas de política de empleo y formación más acertadas y eficaces son aquellas que se dirigen prioritariamente a evitar que se afiancen las tendencias negativas, difíciles de revertir, que se derivan del paro de larga duración y la inactividad (TORRES, 2011).

(12) En 2011 el presupuesto en políticas activas experimentó un moderado descenso del 5,5 por 100, seguido en 2012 por una reducción más severa del 21,2 por 100 y una disminución prevista aún más intensa para 2013 del 34,6 por 100. Tras estas variaciones, el gasto total en políticas activas del mercado de trabajo se ha reducido de 7.765 millones en 2011 a 3.772 millones previstos para 2013 (es decir, una reducción acumulada en el periodo del 51,4 por 100).

BIBLIOGRAFÍA

- ALBERT, C., y DAVIA, M.A. (2011), «Pobreza monetaria, exclusión educativa y privación material de los jóvenes», *Revista de Economía Aplicada*, 56 (XIX): 59-88.
- ÁLVAREZ, C. (2012), «Mercado de trabajo: balance global», *Economistas*, Año 30, 130 (número extraordinario): 188-195.
- ÁLVAREZ, C.; AYALA, L.; IRIONDO, I.; MARTÍNEZ, R.; PALACIO, J.I., y RUIZ-HUERTA, J. (1996), *La distribución funcional y personal de la renta en España. Un análisis de sus relaciones*, Colección Estudios, Consejo Económico y Social, Madrid.
- ATKINSON, A.B. (1983), *The Economics of inequality* (2.ª ed.), Clarendon Press, Oxford.
- CANTÓ, O. (2010), «El impacto de la crisis económica sobre los hogares más desfavorecidos», *Revista Española del Tercer Sector*, 15: 67-89.
- CARBONERO, M.A.; GUINEA-MARTÍN, D., y ZUGASTI, N. (2012), «Los procesos de exclusión del empleo», en M. LAPARRA y B. PÉREZ (coords.) (2012), *Crisis y fractura social en Europa. Causas y efectos en España*, Colección Estudios Sociales, n.º 35, la Caixa.
- COSTEIN, J.; JIMENO, J.F., y THOMAS, C. (2010), «Employment fluctuations in a dual labour market», Documentos de Trabajo número 1013, Banco de España.
- DAVIA, M.A. (2010), «Job mobility and wage growth at the beginning of the professional career in Spain», *Revista de Economía Aplicada*, 52 (XVIII): 5-34.
- FMI (2007), «Globalization and Inequality», en *World Economic Outlook*, Cap. 4: 31-65.
- FREEMAN, R.B. (2005), «Labour Market Institutions without blinders: The debate over flexibility and labour market performance», Working Paper n.º 11286, NBER, Cambridge, Mass.
- GARCÍA-SERRANO, C. (2011), «Déjà vu? Crisis de empleo y reformas laborales en España», *Revista de Economía Aplicada*, 56 (XIX): 149-177.
- GARCÍA-SERRANO, C., y TOHARIA, L. (2008), «Empleo y pobreza», *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración*: 163-184.
- GRADIN, C.; CANTÓ, O., y DEL RÍO, C. (2012), «Measuring employment deprivation among households in the EU», ECINEQ Working Papers Series 2012-247, Society for the Study of Economic Inequality.
- JENKINS, S.P.; BRANDOLINI, A.; MICKLWRIGHT, J., y NOLAN, B. (2011), *The Great Recession and its consequences for households in 21 countries*, Fondatione Rodolfo de Benedetti, Milán.
- MERINO, M.C.; SOMARRIBA, N., y NEGRO, A.M. (2012), «Un análisis dinámico de la cali-

<p>dad del trabajo en España. Los efectos de la crisis económica», <i>Estudios de Economía Aplicada</i>, 30 (1): 261-282.</p> <p>MUÑOZ DE BUSTILLO, R.L., y ANTÓN, J.I. (2011), «From the highest employment growth to the deepest fall: Economic crisis and labour inequalities in Spain», en D. VAUGHAN-WHITEHEAD (ed.), <i>Work inequalities in the crisis. Evidence from Europe</i>, OIT Cheltenham, Edward Elgar, pp. 393-444.</p>	<p>OCDE (2011), «Persistence of High Unemployment: What Risks? What Policies?», en <i>Economic Outlook</i>, Cap. 5, París.</p> <p>TOHARIA, L. (2005), <i>El problema de la temporalidad en España. Un diagnóstico</i>, Colección Economía y Sociología del Trabajo, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.</p> <p>TOHARIA, L., y CEBRIÁN, I. (2008), <i>La temporalidad en el empleo: Atrapamiento y trayec-</i></p>	<p><i>torias</i>, Colección Informes y Estudios, Ministerio de Trabajo e Inmigración.</p> <p>TORRES, R. (2011), «El papel de las políticas laborales en la recuperación económica», <i>Cuadernos del Mercado de Trabajo</i>, 7: 50-59. Ministerio de Trabajo e Inmigración, Observatorio de las Ocupaciones del Servicio Público de Empleo Estatal.</p> <p>VAUGHAN-WHITEHEAD, D. (ed.) (2011), <i>Work inequalities in the crisis. Evidence from Europe</i>, OIT Cheltenham, Edward Elgar, pp. 393-444.</p>
---	---	---

Resumen

Las tendencias de la pobreza de los empleados varía de unos países a otros y está estrechamente asociada no tanto a los salarios bajos cuanto a la presencia de un solo percceptor de ingresos y de una baja intensidad laboral en la unidad familiar, lo cual responde a la configuración institucional y las estructuras del mercado de trabajo, del sistema tributario, de las prestaciones sociales y del Estado del bienestar.

El *mix* de políticas que mejor funcionará en cada contexto dependerá de la composición de la población con baja intensidad laboral y de las causas subyacentes de esa baja intensidad laboral. Además, parecería sensato que los países sin salario mínimo o con un salario mínimo excesivamente bajo se plantearan establecerlo o incrementarlo. Aunque no bastaría para erradicar la pobreza de los empleados. Para los hogares con bajos ingresos, las ayudas directas a las rentas familiares son la única forma de garantizar una protección efectiva contra la pobreza, especialmente cuando hay hijos a cargo.

Palabras clave: trabajadores pobres, salarios, intensidad laboral, familias.

Abstract

Trends in in-work poverty vary across countries, and in-work poverty is strongly associated not so much with low pay as with single-earnership and low work intensity at the household level, linking in turn to institutional settings and structures in the labour market, tax and benefit system and broader welfare state.

What mix of policies will work best in a given context will depend on the composition of the low work intensity population and on the underlying causes of low work intensity. Thus it would appear sensible for countries with non-existent or very low minimum wages to contemplate introducing or increasing these. However, it not will be sufficient to eradicate in-work poverty. For low-earnings households, only direct household income supplements may offer a reasonable prospect to a poverty free existence, especially when there are dependent children.

Key words: in-work poverty, wages, work intensity, households.

JEL classification: H3, H53, J31.

TRABAJADORES POBRES

Ive MARX

Universidad de Amberes

Brian NOLAN

University College Dublin

I. INTRODUCCIÓN

La existencia de empleados que viven en situación de pobreza no es un problema nuevo, aunque sí el grado de atención que está recibiendo ahora en Europa, lo que responde al menos a dos fuentes de preocupación concurrentes (Andre y Lohmann, 2008; OCDE, 2008; Fundación Europea, 2010; Fraser *et al.*, 2011; Crettaz, 2011; Comisión Europea, 2011). Según se dice, la desindustrialización, la intensificación del comercio internacional y el cambio tecnológico orientado a la mano de obra cualificada estarían amenazando, si no ya efectivamente socavando, los ingresos y niveles de vida (potenciales) de algunos sectores de la clase trabajadora en las economías avanzadas. Sin embargo, al mismo tiempo, las medidas de política pública tanto de la UE como de muchos países se han centrado cada vez más en incrementar el número de personas que dependen de un salario y, en particular, en promover que se incorporen al mercado de trabajo personas con perfiles de educación y experiencia laboral débiles. El objetivo Europa 2020 de impulsar las tasas de empleo hasta el 75 por 100 de la población entre los 20 y 64 años de edad demuestra que no se ha cejado en este empeño. El fuerte aumento del desempleo en algunos países tras el comienzo de la crisis económica no ha servido sino para incrementar el énfasis de las políticas públicas en promover que la gente trabaje. A la luz de estas tendencias, parece legítimo preo-

cuparse si capas cada vez más amplias de la población activa dependen de empleos que no generan ingresos suficientes para escapar de la pobreza.

Este artículo comienza haciendo un repaso del debate actual sobre la tasa de pobreza de aquellos con empleo y las fuerzas subyacentes que la impulsan (sección II). Seguidamente, se centra en los problemas que conlleva definir y medir esta pobreza, algo esencial para analizar y formular políticas públicas adecuadas (sección III); a continuación, se examina la variación que se observa de unos países a otros y a lo largo del tiempo en el peso relativo de este tipo de pobreza utilizando datos del UE-SILC (*Observatorio Estadístico sobre Ingresos y Condiciones de Vida de la Unión Europea*) (sección IV). Puesto que el trabajo poco remunerado es considerado a menudo el principal causante de la pobreza entre los empleados, analizamos primero las pruebas empíricas sobre el alcance y la naturaleza de los bajos salarios y, a continuación, su compleja relación con la tasa de pobreza de los individuos con empleo (sección V). Este examen nos lleva a concluir que la pobreza en el empleo está fuertemente asociada no tanto a salarios bajos *per se* como a la presencia en el hogar de un solo percceptor de ingresos y de una baja intensidad laboral, así como a trabajos a jornada parcial o durante parte del año o contratos temporales. En este contexto, el resto del artículo se dedica a examinar qué pueden hacer las políticas públi-

cas para evitar o paliar este tipo de pobreza, comenzando con un análisis de los logros potenciales de un aumento y/o reforma de los sistemas tradicionales de garantía de una renta mínima para los trabajadores (sección VI). Seguidamente nos preguntamos si las opciones innovadoras como los impuestos sobre la renta negativos del tipo de la EITC/WTC brindan un modelo susceptible de ser imitado. Por último, abordamos los requisitos generales que deben reunir las herramientas y estrategias para combatir la pobreza para ser efectivas y cómo estas pueden diferir entre marcos institucionales distintos (sección VII).

II. LOS DEBATES ACTUALES SOBRE LOS TRABAJADORES POBRES

La pobreza de los individuos con empleo es un fenómeno «post-industrial», vinculado en primer lugar y principalmente al crecimiento del empleo poco remunerado y precario en el sector servicios. A menudo se compara la situación actual con los años dorados del capitalismo del bienestar, cuando la industria manufacturera proporcionaba empleo estable y bien pagado incluso para aquellos con escasa o ninguna formación. Como dicen Esping-Andersen *et al.* (2002): «Se acabó aquel mundo en el que los trabajadores poco cualificados podían mantener a toda la familia con su sueldo. Ahora, el requisito básico para una vida digna es cada vez más unas fuertes destrezas cognitivas y cualificaciones profesionales... Como siempre, el empleo sigue siendo el *sine qua non* para tener oportunidades en la vida, pero los requisitos para acceder a un empleo de calidad son cada vez mayores y probablemente continuarán aumentando en el futuro». En el mismo sentido, Bonoli

(2007: 496) señala: «Los mercados de trabajo postindustriales se caracterizan por una creciente desigualdad salarial con el agravante, para los trabajadores que se hallan en el extremo inferior de la distribución salarial, de que el acceso al empleo no es ninguna garantía de una existencia libre de pobreza».

Las investigaciones llevadas a cabo por los economistas especializados en el mercado de trabajo demuestran que es preciso matizar esta imagen de desaparición uniforme del trabajo poco cualificado (Autor *et al.*, 2003). La transición postindustrial y, sobre todo, el impacto de los cambios tecnológicos no solo han supuesto un aumento del empleo cualificado en detrimento de la mano de obra poco cualificada. Los estudios arrojan un crecimiento del empleo en ambos extremos del espectro laboral, empleos muy cualificados (profesionales y directivos) y poco o nada cualificados (servicios personales) con un descenso del empleo en el tramo intermedio de la distribución (obreros industriales y oficinistas). Goos, Manning y Salomons (2009) documentan esta tendencia hacia «la polarización laboral» en toda Europa, aunque con distintos grados de intensidad (véase también sobre este tema Comisión Europea, 2011). Si bien la dispersión salarial parece haber aumentado en la mayoría de los países OCDE durante los últimos veinticinco años, este fenómeno es más acusado hacia arriba que hacia abajo (OCDE, 2011). Con todo, a la vista de las pruebas disponibles, hay razones para preocuparse por un posible aumento del empleo poco remunerado, algo que se ha visto agravado por el impacto de la crisis económica.

Paralelamente, cada vez es más claro el énfasis de muchos países europeos en las políticas

de activación, sin duda alguna en el plano retórico, y a juzgar por algunos indicadores también en términos de medidas concretas (Barbier y Ludwig-Mayerhofer, 2004; Kenworthy, 2008; Dingeldey, 2007; Eichhorst y Konle-Seidl, 2008; Aurich, 2009). Estos estudios se basan principalmente en valoraciones cualitativas de los cambios en las políticas públicas, aunque la Perspectiva de Empleo de la OCDE para 2007 concluye tímidamente, basándose en cuestionarios de ámbito nacional, que los esfuerzos de activación efectivamente se han intensificado en varios países desde finales de los años noventa. Aún no disponemos de indicadores fiables de la intensidad real de la activación, sobre todo por lo difícil que resulta medir aspectos relacionados con la implementación (por ejemplo, sanciones eficaces o disponibilidad real y aceptación de puestos de trabajo en formación, empleos subsidiados, etc.). Dentro del amplio elenco de las estrategias de activación desplegadas, un número importante se centra específicamente en los parados de larga duración, incluidos los perceptores de prestaciones sociales. Y dentro de este grupo, un número significativo de iniciativas van encaminadas a incentivar la vuelta al trabajo de estas personas, generalmente con niveles de formación bajos, en empleos relativamente mal remunerados con el salario mínimo. Por lo general, los subsidios al empleo y las bonificaciones de las contribuciones a la Seguridad Social de las empresas también van dirigidos a estimular la creación y aceptación de puestos de trabajo con remuneraciones relativamente bajas que se acercan al salario mínimo.

Desde la perspectiva de la pobreza, hay que considerar sobre todo quién y bajo qué condiciones acepta un empleo poco remun-

nerado. Si una persona sola, desempleada de larga duración, pasa de depender de las prestaciones sociales a depender de un empleo donde percibe el salario mínimo, esto reducirá la pobreza si (la renta neta) el salario mínimo está por encima del umbral de pobreza y las prestaciones sociales para parados de larga duración (prestación o subsidio por desempleo) están por debajo de dicho umbral. Similarmente, si un posible segundo perceptor de ingresos (pareja/cónyuge desempleado/no empleado de alguien que trabaja) pasa a tener un empleo poco remunerado, ello también podría tener un efecto positivo en la pobreza (con empleo), siempre que la renta disponible de su hogar estuviera por debajo del umbral de pobreza y el incremento neto de sus ingresos (teniendo en cuenta cualquier posible reducción en el importe de las prestaciones sociales que perciban) baste para situarles por encima de ese umbral.

No obstante, un trabajo a tiempo completo remunerado con el salario mínimo puede no ser suficiente para sacar a una familia de la pobreza si el salario mínimo no es lo bastante alto en comparación con el umbral de pobreza, o bien, si los impuestos y las aportaciones del trabajador a la Seguridad Social hacen que la renta neta disponible del trabajador caiga por debajo de la línea de pobreza. Los parados que son el único sostén de su familia y tienen cónyuge e hijos (y quizá otras personas) a su cargo podrían no verse liberados de la pobreza si son obligados a aceptar un empleo poco remunerado, a menos que existan medidas de apoyo tales como ayudas por hijos o prestaciones vinculadas al ejercicio de un empleo. Del mismo modo, el empleo a tiempo parcial puede no bastar para

situar a una familia por encima del umbral de pobreza, si bien puede ser la única opción disponible, o todo lo más que puede hacerse cuando no es posible acceder a una ayuda por hijos adecuada, un problema específico de los hogares monoparentales.

Hay que destacar igualmente que pasar de una situación de desempleo o inactividad a ejercer un empleo puede tener también un efecto indirecto en las medidas convencionales para reducir la pobreza, al incrementar los umbrales de pobreza relativa. Dependiendo de que el aumento del empleo ocurra en su mayor parte en hogares por encima o por debajo del umbral de pobreza, dicho efecto indirecto podría mermar o anular el efecto reductor de la pobreza de una medida de activación exitosa. En países como España o Irlanda se registró un rápido crecimiento de la tasa de participación en el mercado de trabajo durante los años de bonanza económica, lo que redundó en un aumento de la renta media y, por ende, de los umbrales de pobreza en esos países (véase por ejemplo Whelan *et al.*, 2003).

Por consiguiente, el impacto potencial de tales políticas en cada país dependerá de factores composicionales (número de miembros de la unidad familiar que no forman parte de la población activa) y factores contextuales (cuantía del salario mínimo, existencia de ayudas por hijos a cargo, guarderías, prestaciones vinculadas al empleo, o de otras ayudas sociales que no tienen en cuenta los recursos disponibles de su perceptor). A continuación, pasamos a explorar la evidencia empírica sobre pautas y tendencias a lo largo del tiempo, abordando en primer lugar los problemas relacionados con la definición y medición de la pobreza activa.

III. DEFINIR Y MEDIR LA POBREZA DE LOS EMPLEADOS

La literatura sobre trabajadores pobres emplea una variedad de definiciones basadas en diferentes enfoques de lo que entiende por «ser pobre» y «estar trabajando» (para una visión general sobre este tema véanse Crettaz y Bonoli, 2010; Peña-Casas y Latta, 2004). La definición adoptada para el indicador del peso de los trabajadores pobres que ahora elabora la agencia europea Eurostat como parte de los indicadores de inclusión social de la UE ha despertado una gran atención. A tal efecto, se consideran trabajadores pobres a aquellas personas que durante el año de referencia han estado principalmente trabajando (ya sea por cuenta ajena o por cuenta propia) y cuyos hogares tienen una renta disponible equivalente por debajo del 60 por 100 de la renta mediana del país en cuestión. La condición de empleado se mide sobre la base de meses naturales completados por los encuestados, entendiéndose por «empleado» una situación en la que el/la encuestado/a declara haber trabajado durante al menos siete meses como empleado/a o autónomo/a.

En general, se admite que cualquier análisis de la pobreza de empleados ha de distinguir entre trabajadores por cuenta ajena y autónomos, ya que la naturaleza del trabajo por cuenta propia es bastante diferente y, además, porque la información vía encuestas sobre la renta de autónomos es normalmente menos fiable que aquella sobre los sueldos de asalariados. El indicador de la UE puede ser desglosado en estos dos tipos de empleo, así como en trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial, que es otra distinción importante (1).

Ahora bien, al considerar esta medición se plantean varias cuestiones importantes:

1) La combinación de dos niveles de análisis (el estatus laboral de la persona y la renta del hogar, ajustada para tener en cuenta el tamaño del hogar) complica inherentemente la interpretación, ya que el estatus laboral de otras personas del hogar, en lugar del de la persona objeto de análisis, puede ser crucial, al igual que el número de hijos dependientes (si los hay).

2) El uso de un año natural como periodo de referencia para el estatus laboral y la posición de renta también complica la interpretación: las personas que solo trabajan parte del año podrían estar en situación de pobreza todo el año por esa razón, aunque no sean pobres cuando trabajan, además ¿cuántos días al año hay que trabajar para contar como «empleado»?

3) Por estas y otras razones, esta definición/medición hace difícil identificar los diferentes factores potencialmente subyacentes al fenómeno y, por ende, el(los) motivo(s) de fracaso de las medidas de política, entre los que cabría citar:

— Baja intensidad laboral (del hogar).

— Prestaciones por desempleo inadecuadas.

— Ingresos inadecuados.

— Complementos salariales inadecuados.

— Número de personas a cargo (hijos) en comparación con los ingresos...

Como se verá cuando repasemos las conclusiones de los estu-

dios sobre el riesgo de pobreza de los empleados, recurrir también a otros enfoques de medición puede ayudar a aclarar los procesos causales subyacentes. Algunos de éstos están disponibles como desgloses del indicador de inclusión social de la UE, como por ejemplo la distinción entre asalariados y autónomos, así como entre trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial. Otros enfoques van más allá, como las mediciones que se centran en el estatus laboral y renta actuales, o en los ingresos anuales para quienes trabajan todo el año. Retomaremos estas complejidades y complementariedades luego, pero examinemos antes las pautas y tendencias clave de la medición

de la UE, que actualmente ocupa un lugar destacado en el debate sobre análisis y políticas públicas.

IV. POBRES AUNQUE EMPLEADOS: PREVALENCIA Y TENDENCIAS

Usando datos elaborados por Eurostat a partir de la base de datos EU-SILC para el indicador de inclusión social arriba descrito, podemos ver cómo varía la prevalencia de la pobreza de los empleados en los distintos países de la UE. Examinemos la primera columna empezando por la derecha del cuadro n.º 1, que muestra el porcentaje de personas con tra-

CUADRO N.º 1

PORCENTAJE DE TRABAJADORES EN RIESGO DE POBREZA, UE 2000-2010
(Porcentaje con salarios anuales equivalentes por debajo del 60 por 100 de la mediana)

	2000	2006	2008	2010
Austria	6	6,4	6,4	4,9
Bélgica	5	4,2	4,8	4,5
Bulgaria	7*	5,4	7,5	7,6
Chipre	—	7,2	6,4	7,0**
República Checa	3*	3,5	3,6	3,7
Dinamarca	3*	4,5	5,1	6,6
Alemania	4	5,5	7,1	7,2
Estonia	10	7,5	7,3	6,4
España	8	9,9	10,7	12,7
Finlandia	5	4,5	5,1	3,6
Francia	8	6,1	6,8	6,6
Grecia	13	13,9	14,3	13,8
Hungría	6	6,8	5,8	5,3
Irlanda	7	6,2	6,5	5,4**
Italia	10	9,6	8,9	9,4
Letonia	13	11,2	11,0	9,7
Lituania	14	9,9	9,4	12,3
Luxemburgo	8	10,3	9,4	10,6
Malta	6	4,1	5,0	5,9
Países Bajos	6	4,4	4,8	5,1
Polonia	11	12,8	11,5	11,4
Portugal	14	11,3	11,8	9,7
Rumanía	14	—	17,7	17,3
Eslovenia	5	4,8	5,1	5,3
Eslovaquia	5	6,3	5,8	5,6
Suecia	5*	7,4	6,8	6,5
Reino Unido	6	7,8	8,5	6,8

Notas:

(*) 2001; (**) 2009.

Fuente: Sitio Web de la agencia de Indicadores de Inclusión Social de la UE.

bajo que viven en hogares con una renta inferior al 60 por 100 de la renta media nacional de sus respectivos países en 2010 (o en 2009 cuando este sea el último año del que se disponen datos). Vemos que el grado de pobreza de este grupo oscila entre un mínimo de 4-5 por 100 en Austria, Bélgica, República Checa, Finlandia, Holanda y Eslovenia y los máximos de 13-14 por 100 en Grecia y España, y 17 por 100 en Rumanía.

El cuadro n.º 1 recoge igualmente las cifras correspondientes a 2006 y 2008, también del EU-SILC, así como de 2000, extraídas estas de la *Encuesta del Panel de Hogares* de la Comunidad Europea (PHCE) y de fuentes nacionales. Hay que destacar que después de 2006 no se ha observado en la pobreza activa ninguna tendencia general al alza, pese al comienzo de la crisis económica: solo en seis de los 27 países se ha registrado un marcado aumento de los trabajadores pobres, mientras que en otros ha disminuido. Pudiera ser que, al menos en algunos países, las personas que no perdieron su empleo durante la crisis económica fueron menos susceptibles de caer por debajo del umbral de pobreza que los que sí lo perdieron, lo que se habría traducido en un descenso de la pobreza de los empleados; sin embargo, el desempleo también habría dejado a muchos hogares con un solo perceptor de ingresos, lo que de por sí podría haber hecho subir el número de casos de esta pobreza. Si nos fijamos en un intervalo de tiempo más largo, de 2000 a 2010, vemos que el peso de los trabajadores pobres ha crecido durante esa década en países como Dinamarca, Alemania, España, Luxemburgo, Rumanía y Suecia, pero que el número de países en los que cayó fue mayor. Si ignoramos totalmente el periodo de crisis, la

comparación de 2000 con 2006 tampoco arroja ningún aumento marcado de este tipo de pobreza en la mayoría de los países. Así pues, la hipótesis habitual de dicha tendencia no se ve respaldada, durante el periodo de 2000 a 2010, por estos datos. No obstante, el hecho de que la fuente de datos para 2000, a diferencia de los años posteriores, no sea la base EU-SILC, significa que las tendencias mostradas han de ser tomadas con cautela.

La OCDE ha elaborado datos referentes a tendencias en el peso poblacional de los trabajadores pobres que abarcan los diez años comprendidos entre 1995 y 2005, pero «empleados» en este caso supone que el hogar tiene al menos a uno de sus miembros trabajando (véase OCDE, 2009). Empleando varias fuentes pero aplicando una metodología uniforme, la OCDE concluyó que este tipo de pobreza ha crecido notablemente en varios países de la UE tales como Alemania, Holanda y Luxemburgo durante esos diez años, pero que también se han registrado descensos sustanciales en algunos países tales como Italia. El estudio de Airio (2008) del periodo 1970-2000, que cubre a seis países de la OCDE y se basa sobre todo en datos del *Luxembourg Income Study*, concluye que es difícil discernir una tendencia común en la pobreza de los empleados. Es preciso, por tanto, ser prudente a la hora de extraer conclusiones definitivas sobre los niveles y las tendencias de esta pobreza para distintos países, ya que las diferencias básicas en cuanto a enfoque y definiciones, al igual que en datos y periodos cubiertos, pueden influir significativamente en los resultados.

Esta cautela debe extenderse al modo en que se define «pobreza»

y «empleo»: mantener constantes unos umbrales de pobreza en términos de poder adquisitivo a lo largo del tiempo puede dar lugar a resultados muy diferentes de otros umbrales que cambien en línea con la renta mediana de las familias. Esta última se verá influida no solo por la trayectoria de los ingresos brutos, sino también por lo que suceda en otras fuentes de ingresos de mercado (sobre todo alquileres, intereses y dividendos) y las tendencias en transferencias de renta, impuestos directos y cotizaciones a la Seguridad Social. Cuando los beneficios empresariales suben mucho más deprisa que los salarios, cuando los impuestos directos o las cotizaciones a la Seguridad Social bajan de modo que los salarios netos crecen más deprisa que los salarios brutos, o cuando el aumento del empleo se concentra en hogares donde ya existe un miembro empleado, los umbrales de renta relativa de los hogares pueden subir considerablemente más deprisa que los ingresos brutos medios de las personas individuales, tal y como se observó en Irlanda, Italia, Polonia y España en el periodo comprendido entre 2000 y el inicio de la crisis económica. Otras formas alternativas de determinar los umbrales de pobreza pueden resultar útiles a la hora de identificar los procesos subyacentes y de interpretar los indicadores generales de pobreza entre los empleados en términos puramente relativos, y además pueden ser también convenientemente complementados con parámetros de privación material (ahora incorporados a los indicadores de inclusión social de la UE; véase por ejemplo Nolan y Whelan, 2011). Ahora bien, la mayor parte de la investigación sobre trabajadores pobres se ha centrado en mediciones de rentas relativas, y en este trabajo seguiremos ese enfoque.

V. LOS BAJOS SALARIOS: PREVALENCIA Y TENDENCIAS

A la vista del fuerte vínculo percibido entre trabajo poco remunerado y pobreza empleada en los debates recientes, como se ha señalado anteriormente, ahora pasamos a considerar qué sugiere el análisis empírico sobre las tendencias de los bajos salarios y su relación con la pobreza de los empleados.

¿Se están generalizando los salarios bajos en toda Europa?

El sector servicios se ha convertido en la principal fuente de generación de empleo en las últimas décadas en los países desarrollados, representando ya más de tres cuartas partes del total de puestos de trabajo en varios países de la OCDE. El trabajo poco remunerado está más extendido en industrias de servicios, como hostelería y comercio minorista, donde son más frecuentes los salarios bajos, incluso en países como Dinamarca donde su incidencia general es menor que en otros países (Lucifora y Salverda, 2008).

La base de datos de salarios bajos de la OCDE, la fuente más citada de datos comparativos sobre el alcance del trabajo poco remunerado, muestra que la proporción de trabajadores con salarios bajos en los países ricos oscila entre los cerca de uno de cada veinte en Suecia y uno de cada cuatro en Estados Unidos. Si bien a menudo se supone que existe una clara delimitación entre los países anglosajones y los de Europa Continental, siendo sustancialmente mayor la incidencia de los salarios bajos en los primeros que en los segundos, la evidencia no parece respaldar

esta hipótesis. Tampoco la idea de que el trabajo poco remunerado necesariamente se ha incrementado más en las economías menos reguladas y con mayor peso del sector servicios: se ha mantenido relativamente estable (en un alto nivel en Estados Unidos) y, aunque en aumento en Reino Unido, proporcionalmente no ha crecido mucho más que en Holanda, por ejemplo (Lucifora y Salverda, 2008). En efecto, la base de datos de la OCDE apunta a que los mayores aumentos en el empleo poco remunerado (para trabajadores a tiempo completo) se han producido en países como Dinamarca, Alemania y Polonia (OCDE, 2011). La conclusión general avanzada por la OCDE a partir de esta base de datos, como se ha visto en el apartado II, es que la dispersión salarial se ha incrementado en una clara mayoría de países de la OCDE en los últimos años, siendo más pronunciada por arriba que por abajo. Los estudios nacionales también muestran niveles crecientes de trabajo poco remunerado en países como Alemania, Holanda y Estados Unidos.

A día de hoy, tampoco existe ninguna investigación sistemática que vincule las tendencias de bajos salarios con la intensidad de las políticas de activación, en parte porque es difícil cuantificar la intensidad de activación real. En el caso de Holanda, donde los esfuerzos de activación han sido significativos, hay evidencias de cierto aumento del trabajo poco remunerado pero sin que el vínculo con las políticas de activación se haya demostrado (Salverda *et al.*, 2008). En el caso de Alemania, la reforma radical del mercado de trabajo y de la Seguridad Social ha coincidido con un incremento de los salarios bajos (Bosch y Weinkopf, 2008; Kenworthy, 2011).

En la mayoría de los estudios comparados sobre salarios bajos se compara a los países anglosajones con los países de Europa Continental y Escandinavia de la «antigua Europa de los 15» (UE-15); sin embargo, ahora es posible formarse una imagen más global de la incidencia del trabajo poco remunerado en Europa con datos que abarcan a todos los países de la UE ampliada. Dichos datos proceden del marco de recogida de datos puesto en marcha por el EU-SILC, *EU Statistics on Income and Living Conditions* (Estadísticas sobre Renta y Condiciones de Vida en la UE), diseñado para generar un amplio abanico de indicadores armonizados para la Unión Europea, en particular con respecto a inclusión social.

Los estudios empíricos sobre salarios bajos suelen usar dos enfoques: uno de ellos se centra en el salario por hora de los que trabajan actualmente como empleados, mientras que el otro se centra en el salario anual de los que trabajaron durante el año anterior. Cada uno de ellos tiene su propio valor: los ingresos por hora están más estrechamente ligados a la pauta de remuneración por formación y cualificaciones, mientras que los ingresos anuales están más directamente relacionados con la medición de la renta en virtud de la cual se valora la pobreza de los hogares (incluso en los indicadores de Inclusión Social en la UE). Ahora bien, puesto que unos bajos ingresos anuales ligados al hecho de que algunos individuos pasan gran parte del año sin trabajo es un fenómeno muy diferente a un sueldo bajo por semana/hora, cuando se emplea una perspectiva anual es crucial saber también cuántos días al año se ha trabajado realmente. Por ello es habitual (por ejemplo con respecto a muchos de los países incluidos en la base de

datos de ingresos y salarios bajos compilada por la OCDE) centrarse en las personas que han trabajado todo el año («trabajadores durante todo el año»). Con esto se corre el riesgo de que reciban una atención insuficiente los trabajadores que pierden o encuentran empleo durante el año, un grupo que tanto desde una perspectiva de salarios bajos como de pobreza podría verse especialmente afectado por los esfuerzos de activación de los gobiernos en estos últimos años (2). Con todo, es importante identificar a las personas que tienen ingresos anuales bajos pese a trabajar durante todo el año, ya que plantean un especial desafío a las políticas de apoyo a la renta y otras medidas más generales de política social y laboral.

A dicho efecto recurrimos a los microdatos del EU-SILC para 2007 a fin de identificar a las personas que trabajaron durante los doce meses del año anterior y cuyos rendimientos del trabajo durante dicho periodo no llegaron a los dos tercios de los ingresos medios anuales de los asalariados que trabajaron durante todo el año en el país en cuestión (el umbral de pobreza más comúnmente utilizado en la literatura sobre salarios bajos) (3). Siete países hubieron de ser excluidos debido a la falta de respuesta detectada en variables relevantes (4), de modo que los resultados del cuadro n.º 2 solo abarcan a 20 de los 27 Estados miembros de la UE. Vemos que el total de trabajadores a tiempo completo con salarios bajos oscila entre un 15 por 100 y más de un 30 por 100.

Si bien la mayoría de estos empleados trabajan a tiempo completo, en algunos países existe una minoría significativa que trabaja solo a tiempo parcial y podría tener unos ingresos anuales bajos simplemente por esa

CUADRO N.º 2

**SALARIOS BAJOS DE EMPLEADOS CON TRABAJO TODO EL AÑO,
INGRESOS ANUALES, UE 2007**
(Porcentaje por debajo de 2/3 de la mediana de ingresos)

	<i>Trabajadores con empleo todo el año</i>	<i>Trabajadores a tiempo completo con empleo todo el año</i>
Austria	21,1	16,3
Bélgica	15,0	10,1
Chipre	23,8	22,1
República Checa	19,0	17,7
Alemania	31,1	22,4
Dinamarca	13,9	11,4
Estonia	23,2	22,8
España	20,0	17,2
Finlandia	14,4	11,1
Francia	16,3	11,1
Hungría	23,9	22,7
Irlanda	27,7	22,3
Lituania	27,5	26,7
Luxemburgo	27,9	28,4
Países Bajos	24,8	13,9
Polonia	24,3	23,1
Suecia	20,7	15,6
Eslovenia	19,4	19,0
Eslovaquia	17,4	16,0
Reino Unido	25,8	19,4

Fuente: Análisis de microdatos del EU-SILC.

razón (5). Centrándonos solo en empleados a tiempo completo con trabajo todo el año, en la segunda columna del cuadro n.º 2 se muestra que la prevalencia de salarios bajos oscila entre apenas un 10 por 100 y un elevado 28 por 100 (6). Si aplicáramos una clasificación convencional por regímenes de bienestar, dentro del régimen escandinavo Dinamarca y Finlandia exhiben las proporciones más bajas (11 por 100) de trabajadores con salarios bajos, mientras que Suecia se sitúa considerablemente más arriba, con un 16 por 100. Entre los países corporativistas, Bélgica, Francia y Holanda presentan niveles relativamente bajos (10-14 por 100), mientras que Austria y Alemania exhiben niveles más altos, con un 16 y un 22 por 100, respectivamente. Reino Unido e Irlanda, que representan al modelo anglosajón, se sitúan dentro de un

rango de 19-22 por 100. España es el único país de los «antiguos» Estados miembros de Europa Meridional que tenemos y su dato se sitúa en un 17 por 100, mientras que Chipre presenta un 23 por 100. República Checa, Eslovaquia y Eslovenia, tres de los países más prósperos del antiguo bloque comunista, se hallan dentro del rango de 16-19 por 100, mientras que Hungría presenta un porcentaje superior al de Polonia y Estonia con un 23 por 100, con Lituania bastante por encima con un 27 por 100. (El paso del ECHP al EU-SILC como base de datos común para la UE hace difícil valorar las tendencias a medio plazo).

Estas cifras ponen de relieve que los bajos salarios afectan a una parte sustancial de quienes trabajan a tiempo completo durante todo el año en la mayoría

de los países de la UE, al situarse bastante por encima del 10 por 100 en todos los países analizados, a excepción de cuatro. Existe cierta variación en la prevalencia de los salarios bajos entre los distintos modelos de Estado del bienestar que se distinguen convencionalmente, pero ninguno escapa enteramente a este fenómeno. Esto sigue siendo así incluso después de incorporar las estimaciones disponibles con respecto a otros países echando mano de la base de datos de salarios bajos de la OCDE. Estas cifras confirman la incidencia comparativamente alta de los bajos salarios en países como Hungría y Polonia, con niveles similares a los existentes en Canadá y Estados Unidos.

Los estudios sobre el alcance dispar del trabajo poco remunerado apuntan a que las instituciones del mercado de trabajo, en particular la negociación colectiva centralizada, el poder de los sindicatos y la existencia de salarios mínimos, desempeñan una función clave (Lucifora y Salverda, 2008). Ahora bien, el principal interés de este artículo no es realmente la incidencia *per se* de los bajos salarios, sino su repercusión en la pobreza de los empleados. En este contexto, las características de los trabajadores más susceptibles de percibir salarios bajos son una variable clave. Por lo general, los bajos salarios no solo se concentran especialmente en sectores económicos concretos, sino que también abundan entre determinados tipos de trabajadores. Las personas con bajos niveles de formación, los trabajadores a tiempo parcial, inmigrantes, mujeres y jóvenes presentan todos ellos niveles muy superiores a la media. Esto tiene consecuencias fundamentales en la relación entre salarios bajos y pobreza familiar, como veremos a continuación.

VI. TRABAJO POCO REMUNERADO Y POBREZA DE LOS EMPLEADOS

La tasa de pobreza de los empleados es claramente significativa en todos los países de la UE y de la OCDE, pero ¿qué responsabilidad cabe achacar a los salarios bajos? Y ¿qué relación hay entre salarios bajos y esta pobreza? Es esencial entender que trabajo poco remunerado y pobreza con «empleo» son, en realidad, fenómenos en gran medida separados. Marx y Verbist (1998), por ejemplo, usando datos LIS de comienzos de los años noventa, concluyeron que el solapamiento entre salarios bajos y pobreza era del orden del 5 al 10 por 100 en la mayoría de las economías industrializadas. Otros estudios han confirmado este solapamiento (OCDE, 2009). Ello obedece a que los hogares pobres generalmente no tienen ningún miembro con trabajo, bien o mal pagado, mientras que la mayoría de los trabajadores con salarios bajos (70-80 por 100 en la mayoría de los países) viven en hogares con más de un perceptor de ingresos. Así pues, un factor crucial para que los empleados con un salario bajo sean miembros de hogares pobres es el grado en el que sus hogares dependen de sus ingresos. En particular, en el caso de mujeres o jóvenes con salario bajo, sus ingresos son a menudo una fuente de renta secundaria para el hogar —una estrategia a veces deliberada— (Gardiner y Millar, 2006). Como consecuencia, los trabajadores poco remunerados a menudo se hallan en la zona media o medio-alta en la distribución de rentas (en términos de renta familiar disponible con relación a sus necesidades). Algunos estudios realizados con datos del ECHP, *European Community Household Panel* (Panel de la Comu-

nidad Europea para el Estudio de las Rentas Domésticas) han mostrado que entre los años 1995 y 2000 cerca del 80 por 100 o más de los trabajadores mal remunerados de los países de la UE-15 se hallaba en el tercer-quinto quintil de renta disponible (Nolan y Marx, 2001). Algunos, no obstante, estaban apenas por encima de la línea de pobreza, lo que apunta a la función de los bajos salarios en la prevención de la pobreza.

Podemos verificar esa imagen para la UE ampliada conectando los datos EU-SILC sobre ingresos y salarios bajos analizados en el cuadro n.º 2 con las rentas de los hogares en cuestión. En el cuadro n.º 3 se comparan las tasas de pobreza de los trabajadores poco remunerados de los diferentes tipos de hogares. Vemos que el riesgo de pobreza depende en gran medida de la configuración del hogar/renta del trabajador con salario bajo. Por ejemplo, en Bélgica el 8 por 100 de los trabajadores poco remunerados se hallan inmersos en la pobreza, lo cual, en el contexto de la tasa de pobreza general para la población en edad de trabajar no es una proporción especialmente alta. Aun así, hay muchas más probabilidades de que el trabajador con salario bajo sea el único perceptor de ingresos de la pareja (28 por 100) de que el segundo perceptor de ingresos de la pareja sea el empleado con salario bajo (2 por 100). Más en general, los trabajadores poco remunerados que son la única o la fuente primordial de ingresos de la familia presentan un riesgo muy sustancial de pobreza, especialmente si tienen hijos a su cargo. En cambio, cuando el empleado con salario bajo es el segundo perceptor de ingresos, el riesgo de pobreza del hogar se reduce hasta niveles muy bajos. En realidad, los traba-

CUADRO N.º 3

**RIESGO DE POBREZA DE PERCEPTORES DE SALARIOS BAJOS, POR POSICIÓN EN EL HOGAR, UE 2007
(Porcentaje)**

	<i>Persona sola</i>	<i>Padre solo</i>	<i>Familia con un solo perceptor</i>	<i>Dos perceptores, primer perceptor</i>	<i>Dos perceptores, segundo perceptor</i>	<i>Otros trabajadores a TCTA (*)</i>	<i>Total</i>
Austria	33	39	47	26	2	9	14
Bélgica	14	12	28	11	2	6	8
Bulgaria	26	87	46	33	4	14	17
Chipre	39	36	38	19	1	16	14
República Checa	26	46	19	11	1	6	8
Alemania	33	36	36	22	3	8	16
Dinamarca	42	46	24	24	1	12	19
Estonia	29	82	26	24	2	9	16
España	29	63	53	29	3	12	15
Finlandia	28	14	29	9	2	16	14
Grecia	13	29	78	18	3	8	13
Hungría	41	57	40	7	2	7	14
Irlanda	17	20	41	9	3	2	5
Islandia	35	65	44	34	7	8	17
Italia	38	54	73	39	3	12	22
Lituania	18	76	59	29	5	14	18
Luxemburgo	40	67	59	12	0	8	17
Letonia	29	70	50	18	3	19	21
Países Bajos	2	59	39	9	2	6	8
Noruega	30	31	37	15	3	5	14
Polonia	28	27	46	33	3	13	16
Portugal	19	60	71	45	7	12	19
Rumanía	17	58	64	24	2	11	17
Suecia	43	15	43	25	4	10	20
Eslovenia	39	67	56	33	2	7	12
Eslovaquia	43	62	51	51	11	8	14
Reino Unido	15	30	41	14	0	8	11

Nota: (*) TCTA = trabajo a tiempo completo todo el año.

Fuente: Análisis de microdatos del EU-SILC.

jadadores poco remunerados en esta situación tienen riesgos de pobreza bastante inferiores al nivel medio de las personas en edad de trabajar, lo que apunta a la función que podría desempeñar el empleo poco remunerado en la *prevención* de la pobreza.

¿Quiénes son los trabajadores pobres?

El grueso de los trabajadores pobres son empleados cuyo salario es el único sostén de su familia. La tasa de pobreza de las personas que trabajan varía considerablemente en función del tipo de hogar al que pertenecen, corriendo más riesgos de pobreza

las familias monoparentales o los hogares formados por parejas (y quizá hijos) pero con un solo perceptor de ingresos que los hogares con dos o más perceptores de ingresos. Si bien las familias monoparentales (madres solas) están sobrerrepresentadas, la mayoría de los trabajadores pobres pertenecen a hogares tradicionales de dos personas adultas con un solo perceptor de ingresos masculino con hijos a cargo. Incluso un empleo medianamente bien pagado puede no bastar para atender las necesidades pecuniarias de una familia, dependiendo de cuáles sean tales necesidades y de las demás fuentes de ingresos de que disponga el hogar.

Así pues, está claro que la existencia de un solo perceptor de ingresos en el hogar se ha convertido en un riesgo de pobreza en una era donde el nivel de vida medio, y por ende el umbral de pobreza relativa, está cada vez más determinado por el nivel de vida de los hogares con dos fuentes de ingresos. Como se señalaba, por ejemplo, en Fundación Europea (2004) y Comisión Europea (2011), las raíces de la pobreza de los empleados hay que buscarlas en la interacción de una variedad de factores individuales y familiares: formación/cualificación baja, género y edad, pero también el tamaño y la composición de la unidad familiar (en particular la distinción entre hoga-

res con un solo adulto y hogares formados por una pareja o varios adultos) y la proporción de adultos en edad de trabajar con empleo todo el año.

Esto ayuda a explicar por qué los trabajadores pobres están tan generalizados en Europa y la OCDE, y por qué su proporción no refleja sin más el tamaño del sector de bajos salarios (Lohmann y Andre, 2008; Lohmann, 2009). Dado que la pobreza de los empleados está estrechamente vinculada a la existencia de un solo perceptor de ingresos en la unidad familiar, también está asociada a una multiplicidad de factores institucionales que influyen en las pautas de participación en el mercado de trabajo del hogar, en particular en la existencia de dos o más perceptores de ingresos. En una comparación de los países de la UE-15, Lohmann y Marx (2008) sostienen que estos factores institucionales (relativos a «desmercantilización» y «desfamiliación»), por lo general, están más favorablemente alineados en los países nórdicos y menos favorablemente alineados en los países meridionales, mientras que las configuraciones institucionales de los países anglosajones y Europa Continental tienen efectos dispares y a menudo contradictorios. Las diferencias entre países en cuanto a riesgos de pobreza de personas con empleo encajan en una gran medida en esta pauta, aunque con una variación muy considerable en el seno de cada grupo, sobre todo en el seno de los países de Europa Continental. El modelo multinivel elaborado por Lohmann (2009) añade poder explicativo, pero pone de manifiesto una vez más la naturaleza multicausal de esta pobreza, en parte una consecuencia inherente a la forma en que suele definirse este fenómeno. En una línea similar, los infor-

mes de expertos en esta pobreza, recogidos a través de la Red de Expertos Independientes en Inclusión Social y resumidos en Frazer y Marlier (2010), insisten en la interacción de un conjunto de factores muy complejo que incluye características individuales y familiares, factores institucionales como el establecimiento de un salario mínimo y la protección social, así como la estructura del mercado de trabajo y de la economía. Maitre, Nolan y Whelan (2011) muestran que entre las personas que trabajan todo el año la probabilidad de vivir en un hogar pobre es mucho más alta para los poco remunerados que para el resto, pero que solo una minoría pertenece a tales hogares; el hecho de que el perceptor de un salario bajo sea la única fuente de ingresos del hogar reviste una importancia crucial, lo que nos devuelve a la interacción de las características individuales y familiares con las estructuras institucionales y del mercado de trabajo. El análisis realizado en Comisión Europea (2011) pone de manifiesto un conjunto de interacciones similarmente complejo, donde destaca, *inter alia*, el alto riesgo que corren quienes trabajan a tiempo parcial o parte del año, así como los trabajadores con contrato temporal en lugar de indefinido.

Así pues, la pobreza de los empleados no se presta a un análisis simple y uniforme de la falta de políticas públicas. Como ya ha sido recalado arriba y explorado en Eurostat (2010), esto tiene implicaciones en cuanto a la forma de definir y medir la pobreza de los empleados, por lo que los distintos enfoques alternativos pueden aportar una variedad de indicaciones útiles sobre la cuestión. Desde el punto de vista de la formulación de políticas públicas, la principal implicación de todo lo

anterior es que las pautas de pobreza de los empleados están influidas por toda una gama de factores, que van desde las instituciones del mercado de trabajo (descentralización y coordinación salarial, salario mínimo), hasta la configuración de los sistemas de Seguridad Social, pasando por los mecanismos que apoyen la existencia de dos perceptores de ingresos (incentivos fiscales, guarderías, etcétera).

VII. CÓMO HACER FRENTE A LA POBREZA CON EMPLEO

A continuación procedemos a un repaso de las opciones de políticas públicas para luchar contra la pobreza de aquellos que están empleados. Dos consideraciones previas han quedado bien claras. En primer lugar, los trabajadores pobres no constituyen un grupo homogéneo, perfectamente delimitado, visible y fácil de ayudar con las políticas sociales. Mientras que, por ejemplo, los receptores de asistencia social o, más en general, las personas que dependen totalmente de las ayudas públicas presentan claramente un alto riesgo de caer en la pobreza y (presumiblemente) merecen la intervención de los poderes públicos, los trabajadores pobres son un grupo más heterogéneo. Solo un reducido porcentaje de estos trabajadores está en riesgo de caer en la pobreza y, además, los riesgos de los empleados con salarios bajos, al igual que los de los trabajadores a tiempo parcial o atípicos, no son uniformemente elevados. Solo en el seno de configuraciones familiares específicas es cuando los trabajadores incurrir en riesgos sustanciales de pobreza con empleo. Estos trabajadores son también menos visibles, llevan vidas normales, ocupados en trabajar y criar a sus

hijos, que no les hace «aparecer en el radar».

La segunda consideración es que la medida de política social, o conjunto de actuaciones públicas, más pertinente no puede verse totalmente al margen de las nociones normativas que subyacen a las distintas formas de interpretar esta pobreza. Así, el riesgo de pobreza de los trabajadores en Europa, tal y como es convencionalmente medido, se concentra en una considerable medida en hogares con una baja intensidad laboral, como por ejemplo en familias de dos adultos en las que solo uno trabaja. El que su riesgo de caer en la pobreza se interprete como un problema de ingresos insuficientes por parte del sostén de la familia, o bien, como un problema de no participación en el mercado de trabajo de la pareja, entraña una diferencia fundamental en cuanto al tipo de actuación pública que debe examinarse y posiblemente favorecerse. Esencialmente esto requiere un juicio normativo (7). En el caso de hogares tradicionales con un solo perceptor de ingresos insuficientes, la opinión predominante en Europa parece ser la de considerar este problema como un asunto de no participación o de participación insuficiente de la pareja/cónyuge. Pero en otros tipos de familia la identificación del problema podría ser menos clara. Incluso definiendo la pobreza con empleo como un problema principalmente de baja intensidad laboral del hogar, se plantearía la cuestión de qué se considera un nivel suficiente de intensidad laboral. No es obvio que tal nivel deba ser idéntico para todas las edades o para todos los miembros adultos de la unidad familiar en situación de trabajar a tiempo completo durante todo el año. Las normas sociales pueden diferir de unos

países a otros. En Holanda, por ejemplo, un empleo al 80 por 100 por adulto parece ser lo más próximo a la norma en cuanto a la intensidad laboral del trabajador a tiempo completo. Asimismo, la composición del hogar podría tener algo que ver en el asunto. No es obvio que deba esperarse que un/a padre/madre solo/a con un hijo pequeño a su cargo haya de trabajar todo el año a tiempo completo para tener derecho a un complemento salarial si sus ingresos están por debajo del umbral de pobreza.

Existe una variedad de herramientas posibles para combatir la pobreza con empleo. Es posible imaginar ese conjunto de herramientas integrado por políticas diferenciables en dos dimensiones, como se muestra en el cuadro n.º 4. Una dimensión de diferenciación es si la política en

cuestión pretende tener un impacto directo o indirecto en la renta. El salario mínimo, los complementos salariales (ayudas por hijos) y las medidas fiscales tienen un impacto directo en la renta personal o familiar. Las medidas indirectas pueden ir dirigidas a incrementar los ingresos individuales potenciales (educación, formación), o bien a permitir/estimular una intensidad laboral más alta a nivel individual o familiar (por ejemplo, creación de guarderías). Otra dimensión es si el instrumento de política es incremental (parte de o amplía disposiciones existentes) o si la herramienta de política es nueva y busca sustituir o complementar otras políticas existentes. Al grupo de medidas innovadoras de apoyo directo a la renta pertenecen el denominado «impuesto negativo sobre la renta» y las prestaciones sociales vinculadas al empleo, que se

CUADRO N.º 4

LA CAJA DE HERRAMIENTAS DE POLÍTICAS PÚBLICAS PARA REDUCIR LA POBREZA DE LOS EMPLEADOS

	Opciones incrementales	Opciones nuevas
Apoyo directo a la renta	<ul style="list-style-type: none"> — Subir el salario mínimo/los umbrales salariales por ley — Deducciones fiscales (para grupos específicos) — Reducción de las cotizaciones a la Seguridad Social (para grupos específicos) — Ayudas por hijos a cargo (para grupos específicos) 	<ul style="list-style-type: none"> — Impuestos sobre la renta negativos — Prestaciones sociales vinculadas al empleo (en función de los recursos disponibles)
Apoyo indirecto	<ul style="list-style-type: none"> — Mejora de cualificaciones/formación — Políticas de demanda (empleo subsidiado, subvención de los costes laborales) — Políticas laborales activas — Facilitar la incorporación al mercado de trabajo (p. ej., creando guarderías públicas) 	<ul style="list-style-type: none"> — Políticas innovadoras orientadas a la demanda (p. ej., cheques de servicio) — Políticas innovadoras centradas en la oferta (capacitación)

promueven cada vez más como solución a la pobreza con empleo. A continuación nos centramos en estas medidas de ayudas directas a las rentas bajas.

Ampliar las disposiciones existentes

Durante décadas, el aumento gradual del salario mínimo legal o los salarios mínimos *de facto* acordados en el marco de la negociación colectiva han contribuido a mejorar el nivel de vida de los trabajadores poco remunerados y de sus familias. Los salarios mínimos, junto con las ayudas por hijos a cargo, constituyen el pilar fundamental del sistema garantía de una renta mínima para los trabajadores durante su vida activa.

El número de países europeos con salario mínimo no ha dejado de aumentar durante los últimos veinte años. A comienzos de los noventa asistimos a la introducción de los salarios mínimos en los antiguos países comunistas que son ahora miembros de la Unión Europea. Reino Unido aprobó el salario mínimo en 1999 e Irlanda un año después. Los últimos desarrollos en Austria apuntan al establecimiento de un salario mínimo nacional, ya que en enero de 2009 entró en vigor un acuerdo entre sindicatos y patronales que establece un salario mínimo que cubre prácticamente a la totalidad del sector privado. En 2010, 19 de los Estados miembros de la Unión Europea contaban con un salario mínimo, aprobado por el gobierno, a veces en colaboración o con el asesoramiento de los interlocutores sociales, o bien por los propios agentes sociales en virtud de un convenio colectivo de ámbito nacional.

¿Cuál es su eficacia hoy día en términos de protección contra la

pobreza? Antes de pasar a abordar esa cuestión conviene señalar que, en gran medida, la función histórica del salario mínimo ha sido garantizar «salarios justos» y evitar la «competencia desleal». Evidentemente, uno de los objetivos de este artículo es analizar la función del salario mínimo como medio para proteger a los trabajadores frente a la pobreza. Para evaluar su eficacia a tal respecto hemos echado mano de la base de datos de Indicadores de la Renta Mínima Garantizada CBS. Se trata de una base de datos recabada de fuentes nacionales expertas que contiene información referente a asistencia social y salarios mínimos de los países de la UE-25. Para los países UE-15 la base de datos abarca el periodo de 1992 a 2009 y para los países UE-10 el periodo de 2001 a 2009.

En 2009 existía en Europa una considerable variación en cuanto a ingresos medios relativos. Como porcentaje de los ingresos medios brutos, los salarios mínimos oscilaban entre el 30 y el 50 por 100. Esto supondría que en algunos países el recorrido de mejora podría ser sustancial. Sin embargo, dado que la mayoría de los trabajadores poco remunerados no son los principales perceptores de ingresos del hogar donde viven, no perteneciendo por tanto a hogares pobres, subir el salario mínimo podría tener un impacto relativamente limitado en la pobreza, yendo a parar la mayor parte del beneficio (incluso en ausencia de posibles efectos negativos en el empleo) a hogares no pobres (Nolan y Marx, 2001).

Con todo, cabe preguntarse por el grado de idoneidad de los salarios mínimos para hogares que dependen exclusivamente de esos ingresos. En el cuadro n.º 5 se muestra la renta mínima (teniendo en cuenta impuestos y

aportaciones a la Seguridad Social del trabajador al nivel de salario mínimo) para un hogar integrado por una persona sola sin hijos a su cargo. En el caso de personas solas, con un salario mínimo íntegro su renta neta excede holgadamente el 60 por 100 del umbral de pobreza en la mayoría de los países UE-15, con España y Reino Unido como excepciones destacadas. En el caso de los países UE-10, el panorama es mucho más dispar.

Si volvemos al hogar «tradicional» de un solo perceptor de ingresos con hijos a su cargo, el panorama cambia por completo. Como se muestra también en el cuadro n.º 5, en ningún país de la UE, salvo en Suecia, un hogar integrado por dos adultos y dos hijos podría subsistir con la renta neta que proporciona el salario mínimo. Téngase en cuenta que en el cálculo de la renta neta de este gráfico se incluyen las ayudas directas y las desgravaciones fiscales por hijos a cargo. El desfase es bastante significativo en la mayoría de los países; el que presenta mejor situación después de Suecia se sitúa en el 10 por 100 de la renta mediana equivalente. Ello se debe en parte a los impuestos y a las aportaciones a la Seguridad Social, pero incluso sin impuestos el desfase seguiría siendo muy alto en la mayoría de los países.

Si ambos cónyuges trabajan a tiempo completo y perciben el salario mínimo, en algunos países aún correrían el riesgo de vivir en la pobreza, salvo que tuvieran un número relativamente grande de dependientes. Con todo, la existencia de dos fuentes de ingresos proporciona una garantía casi infalible frente a la pobreza, aun cuando ambos cónyuges perciban el salario mínimo, siempre que trabajen a tiempo completo y no tengan demasiados depen-

CUADRO N.º 5

**RENTA DISPONIBLE NETA DE UN PERCEPTOR DEL SALARIO MÍNIMO COMO PORCENTAJE DE LA RENTA MEDIANA EQUIVALENTE,
POR TIPO DE HOGAR, UE 2009
(Porcentaje)**

	<i>Persona sola</i>	<i>Pareja/matrimonio</i>	<i>Pareja/Matrimonio con dos hijos</i>	<i>Padre solo + 2 hijos</i>	<i>Padre solo + 1 hijo</i>
Austria	66	50	47	57	84
Bélgica	78	61	51	61	66
Bulgaria	47	31	32	41	35
República Checa	53	46	48	53	41
Dinamarca	91	47	36	50	0
Estonia	47	35	26	37	45
Finlandia	76	51	41	62	68
Francia	72	53	44	51	64
Alemania	80	61	49	57	62
Grecia	0	0	0	0	0
Hungría	57	42	42	51	52
Irlanda	71	47	42	53	29
Italia	70	55	50	45	61
Letonia	77	53	38	48	46
Lituania	49	33	26	33	44
Luxemburgo	54	55	51	52	55
Holanda	73	57	46	61	72
Noruega	0	0	0	0	0
Polonia	66	45	38	46	47
Portugal	57	37	27	39	39
Rumania	74	50	45	58	56
Eslovaquia	54	36	31	40	49
Eslovenia	50	39	40	51	45
España	51	34	24	31	42
Suecia	74	74	60	67	76
Reino Unido	44	36	41	53	54

Nota: Los datos referentes a Finlandia, Suecia, Alemania y Dinamarca se refieren al 50 por 100 del salario medio. Los datos de Italia están basados en el salario mínimo en el sector de bajos salarios de cuero y peletería.

Fuente: Renta neta disponible: CSB-MIPI (Van Mechelen *et al.*, 2010); tipos de cambio y umbrales de pobreza de la base de datos en línea de Eurostat (extraídos en junio de 2010); cálculos propios.

dientes que mantener con esos ingresos.

Evidentemente, estos casos han de tomarse como ejemplos estilizados. En el mundo real estos casos son raros, aunque solo sea por el mero hecho de que la proporción de trabajadores que perciben el salario mínimo es realmente pequeña. En realidad, en muchos países el salario mínimo hace las veces de índice de referencia, que representa la planta baja del edificio salarial. Asimismo, en los ejemplos estilizados aquí presentados se supone un empleo a tiempo completo, mientras que el trabajo poco remunerado tiene proporcionalmente una mayor incidencia entre los trabajadores a tiempo parcial.

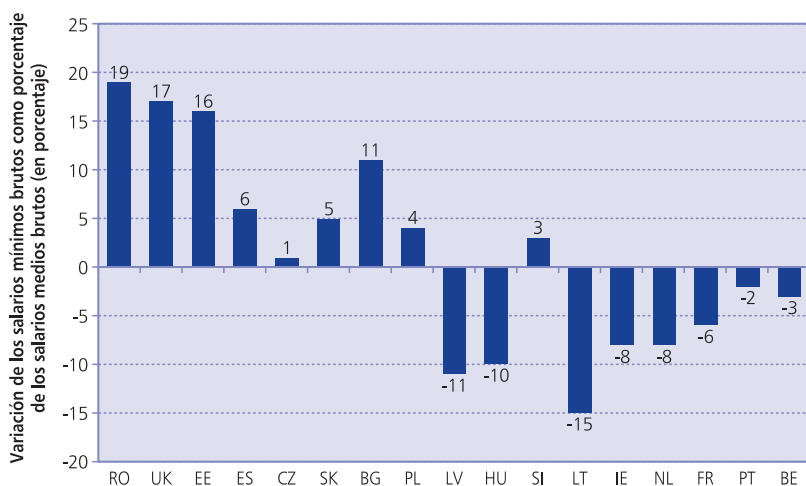
Ahora bien, estos casos estilizados nos ayudan a reflexionar sobre los beneficios y límites potenciales de las distintas alternativas de políticas públicas. En ese contexto, cabe pensar que sería especialmente relevante considerar las opciones de política como destinadas a trabajadores a tiempo completo, simplemente porque podrían ser considerados los más merecedores de las ayudas directas a la renta o desgravaciones fiscales.

Así pues, ¿cuáles son las perspectivas de mejora? Es importante considerar esta pregunta con seriedad ya que el debate sobre la reducción de la pobreza de los empleados tiende a centrarse fuer-

temente en la cuestión de subir el salario mínimo y/o reducir los impuestos a los hogares de renta baja.

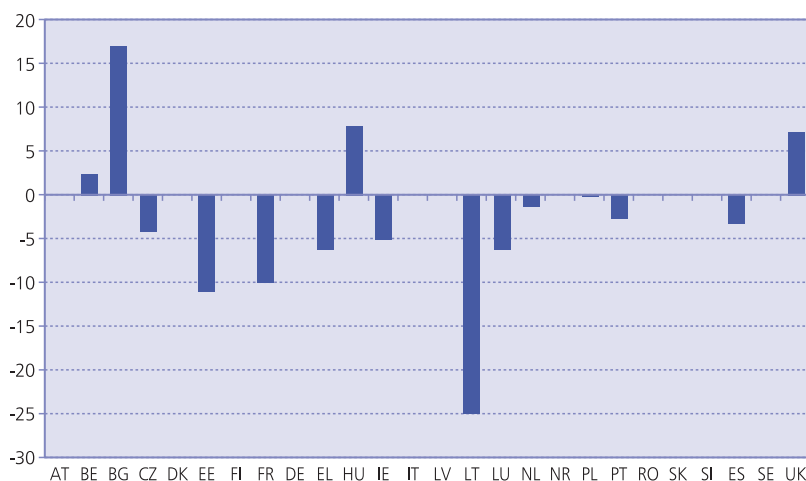
Quizá sea útil examinar primero las tendencias de los últimos diez años. Durante el periodo comprendido entre 2001 y 2009, los salarios mínimos han subido en términos reales en la mayoría de los Estados de la UE, especialmente en los países UE-12. Sin embargo, estas subidas reales adquieren una imagen mucho más diversa si se comparan con los ingresos medios. En el gráfico 1A, donde los países están ordenados por su nivel inicial en 2001, puede observarse a primera vista que las subidas más altas ocurrieron en los países donde los niveles inicia-

GRÁFICO 1

A. EVOLUCIÓN DE LOS SALARIOS MÍNIMOS BRUTOS EN COMPARACIÓN CON LOS SALARIOS MEDIOS, 2001-2009 (*)

Nota: (*) Los países están ordenados de izquierda a derecha por su nivel inicial en 2001. No se ha incluido a Luxemburgo por no disponer de información sobre el salario medio bruto en 2008. No se ha incluido a Grecia por no haber recibido aún los datos griegos. Véase la definición de los países en la nota del gráfico 1B.

Fuente: Base de datos CSB-MIPI (Van Mechelen *et al.*, 2010).

B. EVOLUCIÓN DE LOS SALARIOS MÍNIMOS REALES EN COMPARACIÓN CON LOS UMBRALES DE POBREZA RELATIVA, 2001-2009 (*)

Nota: (*) Austria, AT; Bélgica, BE; Bulgaria, BG; República Checa, CZ; Dinamarca, DK; Estonia, EE; Finlandia, FI; Francia, FR; Alemania, DE; Grecia, EL; Hungría, HU; Irlanda, IE; Italia, IT; Letonia, LV; Lituania, LT; Luxemburgo, LU; Países Bajos, NL; Noruega, NR; Polonia, PL; Portugal, PT; Rumanía, RO; Eslovaquia, SK; Eslovenia, SI; España, ES; Suecia, SE; Reino Unido, UK.

Fuente: Base de datos CSB-MIPI (Van Mechelen *et al.*, 2010).

les en 2001 eran más bajos. En los países donde eran más altos en 2001, los salarios mínimos generalmente cayeron en comparación con los salarios medios.

En los casos en los que los niveles de vida medios y, por ende, los umbrales de pobreza relativa han subido no por el crecimiento del salario real sino por otros factores, el salario mínimo ha tenido aún más dificultades para mantener su ritmo. Esto se muestra en el gráfico 1B, donde se aprecia que, comparados con los umbrales de pobreza relativa, los salarios mínimos no mantuvieron el ritmo en el periodo 2001-2009, excepto en unos cuantos países donde estos eran comparativamente bajos al inicio. En circunstancias en las que los niveles de vida suben más deprisa que los salarios medios, las subidas de los salarios mínimos que serían necesarias para mejorar su impacto potencial en la pobreza tendrían que exceder del crecimiento de los salarios medios, lo que resultaría en salarios más comprimidos.

En cuanto al potencial de los salarios mínimos a niveles realistas, o al menos efectivamente prevalentes en algunos países, está claro que en el caso de una persona adulta sola, un salario mínimo suficientemente alto puede proporcionar una protección adecuada por sí solo, si los impuestos y las aportaciones a la Seguridad Social a este nivel de ingresos no son prohibitivamente altos. En el caso de una persona adulta sola con hijos, un salario mínimo en el tramo superior de los niveles relativos prevalecientes puede bastar (dependiendo del número de hijos a su cargo), siempre que los impuestos y las aportaciones a la Seguridad Social sean suficientemente bajos y las ayudas por hijos proporcionen ingresos adicionales suficientes. En el caso de parejas/matrimonios con un solo

perceptor de ingresos y varios hijos a su cargo, un salario mínimo sustancialmente más alto que el de los niveles relativos actualmente prevalecientes seguiría sin ser suficiente, incluso con una hipotética tributación cero.

En los países donde los salarios mínimos son actualmente bajos en comparación con los salarios medios podría haber cierto margen para subidas graduales pero sustanciales; en países donde estos se han deteriorado en comparación con los salarios medios podría haber margen para un cierto crecimiento convergente. Ahora bien, es esencial tener muy presente que, en la mayoría de los países europeos, la vasta mayoría de los trabajadores con salario bajo no viven en hogares pobres. Los estudios sugieren que incluso en aquellos casos donde el solapamiento entre salario bajo y pobreza del hogar es máximo, como sucede en Estados Unidos, las subidas del salario mínimo han tenido un impacto relativamente limitado en la pobreza o desigualdad de rentas y una sustancial incidencia en los hogares no pobres (véase, por ejemplo, Horrigan y Mincey, 1993; Neumark y Wascher, 1997; Formby *et al.*, 2005 y 2010). Similarmente, Gosling (1996) y Sutherland (2001) concluyeron que el efecto potencialmente reductor de la pobreza del salario mínimo nacional en el contexto de Reino Unido sería escaso. Marx *et al.* (2012a) muestran que en Bélgica, incluso salarios mínimos sustancialmente más altos habrían tenido un impacto limitado en la pobreza activa y con incidencias sustanciales en hogares en los tramos medio y superior de la distribución de rentas. Müller y Steiner (2008) hallaron resultados similares para Alemania, Figari (2009) para los países de Europa Meridional y Formby *et al.* (2010) para Estados Unidos.

En este punto conviene destacar una vez más que estamos considerando el salario mínimo solo desde la perspectiva de su impacto directo en el nivel de vida. También podría darse el caso de que los salarios bajos fueren a las familias a elegir un nivel de intensidad laboral que depara un nivel de bienestar inferior al óptimo en comparación con el nivel de bienestar que podrían *legítimamente* obtener trabajando menos —si los salarios fueran más altos—. El salario mínimo podría tener igualmente una función crucial al contrarrestar los posibles efectos de erosión salarial de las ayudas directas a personas y hogares con salarios bajos.

Otra posible vía de las políticas públicas es no subir el salario mínimo en sí, sino más bien reducir las retenciones fiscales y aportaciones a la Seguridad Social. Las aportaciones a la Seguridad Social son por su propia lógica deducidas de los salarios individuales, mientras que los impuestos pueden gravar la renta personal o familiar. El tipo impositivo real resultante de la suma del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas y de las aportaciones a la Seguridad Social tiende a ser sustancial en muchos países (Immervoll y Pearson, 2009; Marx *et al.*, 2012b). Depende en gran medida de la composición del hogar, siendo generalmente mejor tratados los hogares con hijos dependientes. Con todo, la carga fiscal es lo bastante alta como para sumir a los hogares en la pobreza en algunos casos.

Así pues, existe margen para mejorar la posición de renta de los hogares con salarios bajos vía cotizaciones a la Seguridad Social e Impuesto sobre la Renta. El margen de maniobra más sustancial sigue estando en el ámbito de las cotizaciones a la Seguridad Social,

ya que estas suelen ser más elevadas que los impuestos. Algunos países ya han introducido efectivamente reducciones en las cotizaciones de los trabajadores con salarios bajos, aumentando así la progresividad de rentas de las aportaciones a la Seguridad Social y de los impuestos, una senda en la que cabe ver límites dado que tales cotizaciones sirven para generar derechos a prestaciones sociales (Immervoll, 2007; Marx *et al.*, 2012b). No obstante, aquí la primordial motivación ha sido incrementar los incentivos para incorporarse al mercado de trabajo.

En cuanto a la rebaja de las cotizaciones sociales, los diseñadores de las políticas públicas tienen que hacer frente al mismo problema que con el salario mínimo, solo que aquí la relación de intercambio es aún más grave ya que cualquier reducción de las cotizaciones a la Seguridad Social se traduce directamente en pérdida de ingresos. Esto es problemático dado el escaso solapamiento entre trabajo poco remunerado pagado y pobreza del hogar. Un número reducido de hogares pobres verían mejorar sus ingresos como consecuencia, mientras que la mayoría de los beneficios serían realmente percibidos por hogares no pobres.

Más fácil de orientar serían las deducciones en el Impuesto sobre la Renta, ya que los sistemas tributarios suelen tener en cuenta los ingresos y las circunstancias de los hogares, a pesar de la tendencia actual hacia la individualización de la fiscalidad. Así pues, las administraciones tributarias están generalmente mejor equipadas para poner en marcha medidas dirigidas específicamente a unidades familiares con ingresos bajos en contraposición a personas con ingresos bajos. Aquí la principal limitación es que los hoga-

res con bajos ingresos ya tienen una carga fiscal muy ligera. Adicionalmente, un análisis de los salarios mínimos brutos en comparación con los umbrales de pobreza (no mostrado aquí, pero disponible en el conjunto de datos CSB MIPI) deja claro que en muchos países incluso una hipotética imposición cero a los trabajadores que perciben el salario mínimo no lograría que los ingresos reportados por el salario mínimo fueran suficientes para escapar a la pobreza, especialmente en el caso de familias con un solo perceptor de ingresos y con hijos a cargo (Marx *et al.*, 2012b).

Una última opción incremental sería establecer ayudas por hijos a cargo más generosas, así como otras formas de apoyo a la renta vinculada a los hijos. Tales pagos podrían proporcionar los ingresos adicionales requeridos para eludir la pobreza, aunque ello dependerá de la configuración del sistema de ayudas por hijos. Si dichas prestaciones son universales (es decir, sin comparación de los recursos de que dispone el receptor), el aumento global requerido para sacar de la pobreza a un segmento relativamente pequeño de la población sería muy sustancial en la mayoría de los países, con un coste indirecto muy elevado para los hogares no pobres. Las prestaciones por hijos a cargo (adicionales) basadas en el nivel de renta podrían ser más eficaces, aunque teóricamente a expensas de desincentivar mucho la movilidad salarial y la incorporación al mercado de trabajo de otras personas. Corak *et al.* (2005) demuestran que los países más eficientes en cuanto a la reducción de la pobreza suelen tener sistemas universales de ayudas por hijos a cargo y deducciones fiscales que no están muy especialmente dirigidas a hijos de hogares de rentas bajas (8). En

efecto, en tales países se tiende a gastar más en ayudas a niños no pobres que a niños pobres. Sorprendentemente, países como Reino Unido e Irlanda, con gastos superiores a la media en ayudas por hijos a cargo, pero asignadas principalmente en función de la renta, figuran entre los menos eficientes en términos de reducción de la pobreza infantil.

Prestaciones sociales vinculadas al empleo

La opción a considerar, por tanto, son otras formas de complementos de renta (específicos) para hogares que tienen problemas para subsistir con sus bajos ingresos. Ahora bien, aquí los gobiernos se enfrentan a una disyuntiva. Kenworthy (2011: 44): «Dada la importancia del empleo y de la jornada laboral para las rentas de mercado de los hogares con rentas más bajas, los diseñadores de políticas públicas deben abstenerse de programas que brinden prestaciones atractivas sin alentar o exigir el ejercicio de un empleo. Una transferencia ideal sería aquella que aumente los ingresos de los hogares de renta baja a la vez que promueve la incorporación a la vida activa de los adultos aptos para el empleo en edad de trabajar. Se da la circunstancia de que tal programa existe. Se hace referencia al mismo de diversas formas tales como ‘prestación social vinculada al empleo’ o ‘subsidio condicionado al empleo’ y su mejor expresión es la Deducción Fiscal para Trabajadores (WTC, *Working Tax Credit*) de Reino Unido y la Deducción Fiscal por Rendimientos del Trabajo (EITC, *Earned Income Tax Credit*) en Estados Unidos».

Evidentemente, los impuestos sobre la renta negativos de estilo anglosajón han venido suscitando

un mayor interés en los últimos tiempos. Immervoll y Pearson (2009): «Incluso a mediados de los años noventa, veinte años después de que tales mecanismos fueran puestos en marcha por primera vez en Reino Unido y Estados Unidos, los mismos eran vistos como interesantes pero inusuales [...] parece razonable concluir que estos mecanismos de prestaciones sociales vinculadas al empleo son ya políticas generales en muchos países».

En virtud de estas políticas, los hogares con renta baja no pagan impuestos, sino al contrario, obtienen ingresos adicionales a través del sistema tributario. En Estados Unidos, la ampliación de 1993 del EITC convirtió a este sistema en el programa de lucha contra la pobreza para familias en edad de trabajar más importante del país. Reino Unido también ha puesto en marcha y ampliado varios sistemas (y de hecho antes que Estados Unidos), que culminaron con el WTC de 2003 (Brewer *et al.*, 2006). Varios países europeos han contemplado introducir las deducciones fiscales de estilo anglosajón, o han hecho lo mismo de alguna otra forma. Como ejemplos cabe citar la Prima Por Empleo (PPE, *Prime Pour l'Emploi*) y la Renta de Solidaridad Activa (RSA, *Revenu de Solidarité Active*) de Francia; el Crédito de Combinación de Holanda, así como la Deducción Fiscal para Salarios Bajos de Bélgica (Marx y Verbist, 2008a). Ahora bien, la realidad es que la mayoría de estos sistemas guardan un lejano parecido con la EITC o la WTC. La WTC de Reino Unido, que se sustituirá por una Deducción Universal, continúa siendo la medida más importante de este tipo en Europa, tanto por su alcance como por su presupuesto.

No obstante, sigue habiendo un fuerte interés en el debate

público y la literatura académica (Marx y Verbist, 2009; Kenworthy, 2011; Figari, 2011, Allègre y Jaerhling, 2011; Crettaz, 2011, Marx *et al.*, 2012). Dicho interés parece totalmente legítimo. La evidencia empírica demuestra que la EITC, junto con la reforma de otras políticas públicas y varias subidas del salario mínimo, ha generado resultados sorprendentes, incluidos aumentos notables en la participación en el mercado de trabajo y reducción de la pobreza en ciertos grupos de población, especialmente en los hogares monoparentales (Hotz y Scholz, 2003; Eissa y Hoynes, 2004).

Con todo, no es tan evidente que sistemas del tipo de la EITC puedan funcionar en otros países, como Kenworthy (2011) y otros sugieren. Conviene recordar que la configuración sociodemográfica de Estados Unidos difiere de la existente en la mayoría de los países europeos. Hay más hogares de personas solas (y monoparentales) pero también más hogares con múltiples perceptores de ingresos. La dispersión de ingresos está igualmente mucho más comprimida en la mayoría de los países europeos, donde, adicionalmente, las prestaciones sociales son generalmente más altas en comparación con los salarios (incluidos los salarios mínimos) y están menos subordinadas a la disponibilidad de recursos económicos.

Marx *et al.* (2012) muestran en una microsimulación para Bélgica que tales medidas han de estar muy enfocadas para ser efectivas como dispositivo para reducir la pobreza y al mismo tiempo, dentro de unos límites razonables, ser económicamente asequibles. Sin embargo, una fuerte orientación a hogares con ingresos bajos está llamada a crear trampas de movilidad, que solo pueden evitarse

si los niveles de acceso son suficientemente planos. Esto supone un coste muy considerable dado que el tramo inferior de la distribución de ingresos familiar está muy densamente poblado en Bélgica, como también sucede en otros países de Europa Continental. Este coste solo puede eludirse reduciendo el importe de la propia deducción fiscal, lo cual también reduciría el efecto anti-pobreza. Además, es probable que desde la perspectiva de la equidad horizontal y apoyo público al sistema también haya límites a unas medidas fiscales tan orientadas a grupos específicos.

Una simulación similar por Figari (2011) para cuatro países de Europa Meridional (Italia, España, Portugal y Grecia) arroja dudas similares sobre la aplicabilidad universal de sistemas de tipo EITC o WTC. Muestra que la hipotética introducción del WTC británico generaría una reducción limitada de la pobreza y a costa de un posible debilitamiento de los incentivos al trabajo para segundos perceptores (con tasas de empleo femenino ya muy bajas en esos países). Figari también señala que la presencia de amplias unidades familiares en Europa Meridional no permite orientar adecuadamente dichas políticas a los hogares más pobres.

En uno de los estudios más tempranos, Bargain y Orsini (2007) investigaron los efectos en la pobreza de la hipotética introducción del sistema británico (tal y como se aplicaba en 1998) en Alemania, Francia y Finlandia, usando EUROMOD para 2001. Estos autores hallaron que los efectos anti-pobreza de una deducción fiscal del estilo de la de Reino Unido (similar en diseño y un gasto global comparable) serían muy pequeños en estos países, especialmente en relación

con su coste presupuestario. Concluyeron que «el interés en estos sistemas está llamado a desaparecer». Está por ver si tendrán o no razón y es realmente dudoso que dicho interés remita, pero es obvio que las deducciones fiscales negativas del estilo de la EITC no son adecuadas para una imitación a gran escala en toda Europa Continental. En Alemania, por ejemplo, el mercado de trabajo ha sufrido algunos cambios muy profundos a lo largo de los últimos diez años. El trabajo poco remunerado ha cobrado una relevancia mucho mayor y la pobreza de los empleados parece haber aumentado. No es improbable que una simulación como la realizada por Bargain y Orsini con datos de 2001 generara hoy resultados diferentes.

Evidentemente, las simulaciones demuestran que sistemas de prestaciones sociales vinculadas al empleo que funcionan bien en ciertos marcos pueden no obtener necesariamente buenos resultados en otros. La composición de las familias, las distribuciones de ingresos individuales y las estructuras de rentas de las familias determinan resultados de muy distinta índole. Aún queda por explorar si es posible concebir diseños alternativos que generen mejores resultados en los marcos de Europa Continental y que puedan sufragarse de forma realista.

VIII. CONCLUSIÓN

La pobreza de los empleados se ha convertido en una preocupación importante al tiempo que las políticas se centran más en maximizar las tasas de participación. En este artículo se ha planteado que esto podría reflejar un cierto grado de percepción errónea de que el riesgo de pobreza de los empleados se ha incre-

mentado sustancialmente en la mayoría de los países y está estrechamente ligada al creciente número de trabajadores con salarios bajos. Un análisis empírico comparativo de microdatos revela un panorama mucho más matizado. Las tendencias de la pobreza de los empleados varía de unos países a otros y está estrechamente asociada no tanto a los salarios bajos cuanto a la presencia de un solo perceptor de ingresos y de una baja intensidad laboral en la unidad familiar, lo cual, a su vez, responde a la configuración institucional y a las estructuras del mercado de trabajo, del sistema tributario y de las prestaciones sociales y del Estado del bienestar en general.

No obstante, las políticas orientadas al empleo ocupan un lugar destacado y se han visto reforzadas por los desafíos planteados por la crisis económica. Conforme se mide y se registra convencionalmente, en gran parte el problema de los trabajadores pobres está asociado a la presencia de una baja intensidad laboral en la unidad familiar. Esta constatación abre un amplio abanico de medidas de políticas posibles que pueden ayudar a los hogares a optimizar, si no maximizar, su intensidad laboral. Entre ellas cabe citar las políticas dirigidas a impulsar la demanda de trabajadores y, en particular, la demanda de personas con bajos niveles de formación o experiencia laboral. Por el lado de la oferta, los poderes públicos pueden animar (por ejemplo, mediante reformas fiscales) o ayudar (por ejemplo, creando guarderías públicas) a las personas a buscar empleo o a incrementar las horas que trabajan. El *mix* de políticas que mejor funcionará en cada contexto dependerá de la composición de la población con baja intensidad laboral y de las causas subyacentes de

esa baja intensidad laboral. Tales causas pueden variar considerablemente de unos países y grupos de población a otros (Corluy y Vandenbroucke, en prensa).

Ahora bien, y esto es crucial, ha de reconocerse que aun cuando tales políticas logren hacer trabajar a todas las personas que no lo hacían previamente, o bien llevar a todos los hogares a una intensidad laboral plena (y todas las pruebas empíricas apuntan a que esto es harto improbable), ello no garantizaría la eliminación de la pobreza (Marx *et al.*, 2012c). En tales circunstancias, lo que las políticas públicas puedan hacer para ayudar a esos hogares a escapar de la pobreza, de nuevo, probablemente dependerá de factores tales como el marco institucional, políticas sociales existentes, condiciones del mercado de trabajo y perfil de la población con necesidad de ayuda.

En algunos países de la UE sigue sin haber un salario mínimo, o bien éste es muy bajo en comparación con el salario medio. Como hemos visto, en un amplio número de países europeos, el salario mínimo no basta para mantener a personas solas por encima del umbral de pobreza. Así pues, parecería sensato que los países sin salario mínimo o con un salario mínimo excesivamente bajo se plantearan establecerlo o incrementarlo. Ahora bien, aun en ausencia de efectos negativos para el empleo, implantar o mejorar el salario mínimo hasta los rangos más altos actualmente vigentes en Europa (en relación con el salario medio) no bastaría para erradicar la pobreza de los empleados. Ni siquiera en los países donde el salario mínimo es comparativamente alto éste basta para mantener a los hogares con un solo perceptor a salvo de la pobreza, en especial si

hay menores u otras personas dependientes. Es probable que el salario mínimo se haya convertido inherentemente en un obstáculo para garantizar una renta mínima a los hogares con un solo perceptor, sobre todo en países donde los umbrales de pobreza relativa vienen determinados por el nivel de vida de hogares con dos perceptores de ingresos.

Para los hogares con bajos ingresos, las ayudas directas a las rentas familiares son la única forma de garantizar una protección efectiva contra la pobreza, especialmente cuando hay hijos a cargo. En la actualidad, dichas «prestaciones sociales vinculadas al empleo» a menudo se asocian a «deducciones fiscales» de corte anglosajón, tales como la EITC de Estados Unidos o la WTC de Reino Unido. Hemos hecho hincapié en que el contexto sociodemográfico, económico e institucional sigue siendo enormemente diferente en la mayor parte del resto de Europa y tales «deducciones fiscales», aunque de contrastada eficacia en ciertos marcos y grupos específicos, no parecen ser un modelo que se preste a una imitación generalizada. Por otra parte, las deducciones fiscales de corte anglosajón están fuertemente focalizadas en algunos tipos de hogar, lo que conlleva un coste potencial en términos de «trampas» a la movilidad y erosión salarial. Desde una perspectiva de la equidad horizontal y apoyo público al sistema, también podría haber límites a medidas fiscales tan orientadas a grupos específicos. Por el contrario, ayudas a la renta menos focalizadas, como por ejemplo ayudas por hijos a cargo universales (aunque posiblemente moduladas en función de los recursos disponibles o de otra forma), pueden tener un impacto inmediato en la pobreza de los grupos de población de alto

riesgo (familias con muchos hijos) sin afectar negativamente a los incentivos vinculados al ejercicio de un empleo entre trabajadores y no trabajadores, si bien el efecto renta podría tener un impacto debilitador en la oferta de trabajo de ambos grupos. No obstante, para que tales prestaciones sociales brinden una protección eficaz generalizada contra la pobreza han de ser elevadas, aun introduciendo cierta discriminación o modulación en el acceso a las ayudas en función de los recursos disponibles o de otros criterios. Inevitablemente esto no podrá lograrse sin incurrir en un coste presupuestario sustancial.

NOTAS

(1) Los estudios que han examinado específicamente el colectivo de trabajadores autónomos hallaron un número significativo de personas en riesgo de pobreza económica, incluso con arreglo a los umbrales más exigentes. Pero para un subgrupo importante de los mismos, se concluyó que el solapamiento con otros indicadores de dificultades económicas o privaciones materiales es limitado. Esto sugiere que las mediciones de renta actuales son menos válidas cuando se trata de determinar los recursos económicos de los trabajadores autónomos.

(2) Los estudios muestran que los trabajadores temporales y a tiempo parcial, sobre todo los que trabajan a tiempo parcial involuntariamente, corren un mayor riesgo de caer en la pobreza. No obstante, existe una considerable variación entre países. A este respecto, véanse VAN LANCKER (2012), y HOREMANS y MARX (2012).

(3) Para identificar a quienes trabajaron todo el año nos basamos en las respuestas a las preguntas del SILC sobre el número de meses del año anterior trabajados a tiempo completo y a tiempo parcial. En principio, debería ser posible usar el calendario de actividad mensual donde los encuestados describen su actividad principal de cada mes (empleado a tiempo completo, empleado a tiempo parcial, etcétera) a dicho efecto. No obstante, esta información era inexistente para muchos países en los microdatos SILC publicados con fines de investigación.

(4) A saber: Bulgaria, Grecia, Italia, Lituania, Malta, Portugal y Rumanía.

(5) En los Estados miembros de Europa del Este hay muy pocos empleados que trabajan a tiempo parcial, pero en países como Bélgica o Reino Unido un 25 por 100 de los empleados con trabajo todo el año sí lo

hacen, proporción que llega hasta el 40 por 100 en Holanda, donde muchísimas mujeres trabajan a tiempo parcial.

(6) A la hora de juzgar si los salarios percibidos por los empleados a tiempo completo con trabajo todo el año son bajos, seguimos a la OCDE y aplicamos el umbral de los dos tercios de la mediana, calculada teniendo solo en cuenta a esos empleados.

(7) Es probable que las consideraciones normativas relevantes sean más sofisticadas y complejas de como aquí se las presenta. VANDENBROUCKE (2001), por ejemplo, elabora un marco normativo que se apoya tanto en nociones normativas de responsabilidad personal de esfuerzo de trabajo como en concepciones normativas de bienestar.

(8) Véanse también BRADBURY y JANTTI (2001), y WHITEFORD y ADEMA (2006).

BIBLIOGRAFÍA

- AIRIO, I. (2008), *Change of Norm? In-Work Poverty in a Comparative Perspective*, Studies in Social Security and Health 92, KELA Research Department, KELA, Helsinki.
- ANDREB, H.J., y LOHMANN, H. (2008), *The Working Poor in Europe*, Edward Elgar, Londres.
- ATKINSON, A. (2009), *Earnings inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- AURICH, P. (2009), «Levels, directions and divisions of change towards activation in Europe», Congreso Mundial de ISA 2010, RC 19.13, Comparing Activation Models and Policy, julio 11-17, Gotemburgo, Suecia.
- AUTOR, D.H.; LEVY, F., y MURNANE, R.J. (2003), «The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration», *The Quarterly Journal of Economics*, noviembre.
- BARBIER, J.-C., y LUDWIG-MAYERHOFER, W. (2004), «Introduction: the many worlds of activation», *European Societies*, 6 (4): 423-436.
- BARGAIN, O., y ORSINI, K. (2007), «Beans for breakfast? How exportable is the British Workfare Model?», en O. BARGAIN (ed.), *Microsimulation in action. Policy Analysis in Europe using EUROMOD*, Research in Labour Economics, 25: 165-198. Elsevier, Oxford.
- BLAU, F., y KAHN, L. (2008), «Inequality and Earnings Distribution», en W. SALVERDA, B. NOLAN y T. SMEEDING (eds.), *Oxford Handbook of Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- BONOLI, G. (2007), «Time Matters: Postindustrialization, New Social Risks and Welfare State Adaptation in Advanced Industrial Democracies», *Comparative Political Studies*, 40(5): 495-520.
- BOSCH, G., y WEINKOPF, C. (eds.) (2008), *Low-wage work in Germany*, Russell Sage Foundation, Nueva York.

BREWER, M.; DUNCAN, A.; SHEPHARD, A., y SUÁREZ, M. J. (2006), «'Did working families' tax credit work? The impact of in-work support on labour supply in Great Britain», *Labour Economics*, 13: 699-720.

CORLUI, V., y F. VANDENBROUCKE (2012), «Individual Employment, Household Employment and Risk of Poverty in the EU. A Decomposition Analysis», en B. CANTILLON y F. VANDENBROUCKE (eds.), *For Better For Worse, For Richer For Poorer. Labour market participation, social redistribution and income poverty in the EU*, Oxford University Press (en prensa), Oxford.

CRETIAZ, E. (2011), *Fighting Working Poverty in Post-industrial Economies. Causes, Trade-offs and Policy Solutions*, Edward Elgar, Cheltenham (Reino Unido) y Northampton, MA (EE.UU.).

CRETIAZ, E., y BONOLI, G. (2011), «Worlds of Working Poverty: national Variations in Mechanisms», en N. FRASER, R. GUTIÉRREZ y R. PEÑA-CASAS (eds.), *Working Poverty in Europe: A Comparative Approach*, Palgrave Macmillan, Houndmills.

DINGELDEY, I. (2006), «Between workfare and enabling—Different Paths to Transformation of the Welfare State: A comparative analysis of activating labour market policies», *European Journal of Political Research*, 46(6): 823-851.

DOLADO, J.; FELGUEROSO, F., y JIMENO, J. (2000), «The Role of the Minimum Wage in the Welfare State: An Appraisal». Documento de trabajo n.º 152 del Instituto de Estudios Laborales (IZA), Alemania.

EICHHORST, W., y KONLE-SEIDL, R. (2008), «Contingent Convergence: A comparative analysis of activation policies». Documento de trabajo n.º 3905 del Instituto de Estudios Laborales (IZA), Alemania.

EISSA, N., y HOYNES, H. (2004), «Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples: The Earned Income Tax Credit», *Journal of Public Economics*, 88: 1931-1958.

ESPIG-ANDERSEN, G.; GALLIE, D.; HEMERICK, A., y MYLES, J. (2002), *Why We Need a New Welfare State*, Oxford University Press, Oxford.

EUROPEAN COMMISSION (2011), *Employment and Social Developments in Europe 2011*, Oficina de Publicaciones de las Comunidades Europeas, Luxemburgo.

EUROPEAN FOUNDATION (2004), *Working Poor in the European Union*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublín.

— (2010), *Working Poor in Europe*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublín.

EUROSTAT (2010), *In-Work Poverty in the EU, Methodologies and Working Papers 2010*

<p>edición, Oficina de Publicaciones de la Unión Europea, Luxemburgo.</p> <p>FIGARI, F. (2011), «Can in-work benefits improve social inclusion in the southern European countries?», <i>Journal of European Social Policy</i>, 20: 301-315.</p> <p>FRASER, N.; GUTIÉRREZ, R., y PEÑA-CASAS, R. (eds.) (2011), <i>Working Poverty in Europe: A Comparative Approach</i>, Palgrave Macmillan, Basingstoke.</p> <p>FRAZER, H., y MARLIER, E. (2010), <i>In-Work Poverty and Labour Market Segmentation in the EU: Key Lessons, Synthesis Report, EU Network of Independent Experts on Social Inclusion</i>, Dirección General de Empleo, Asuntos Sociales e Inclusión, Bruselas.</p> <p>FREEMAN, R. (2007), <i>Labor Market Institutions around the World</i>. Documento de Trabajo número 13242, National Bureau of Economic Research, Cambridge.</p> <p>FRITZELL, J., y RITAKALLIO, V. M. (2010), «Societal Shifts and Changed Patterns of Poverty», <i>International Journal of Social Welfare</i>, 19: S25-S41.</p> <p>GARDINER, K., y MILLAR, J. (2006), «How low-paid employees avoid poverty: An analysis by family type and household structure», <i>Journal of Social Policy</i>, 35: 351-369.</p> <p>GORNICK, J., y MEYERS, M. (2003), <i>Families That Work: Policies for Reconciling Parenthood and Employment</i>, Russell Sage Foundation, Nueva York.</p> <p>GOOS, M., y SALOMONS, A. (2009), «The polarization of the European Labor Market», <i>American Economic Review</i>, 99(2): 59-63.</p> <p>HEMERICK, A. (2012), <i>Changing welfare states</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>HOREMANS, J., y MARX, I. (2012), «Part-time employment and in-work poverty in EU-15», en KOCH y FRITZ, <i>Destandardisation of employment in Europe</i>, Palgrave Macmillan, Houndmills.</p> <p>HOTZ, V.J., y SCHOLZ, J.K. (2003), «The Earned Income Tax Credit», en R. MOFFIT (ed.), <i>Means-tested Transfer Programs in the U.S.</i>, University of Chicago Press.</p> <p>IMMERVOLL, H., y BARBER, D. (2006), «Can Parents Afford to Work? Childcare Costs, Tax-Benefit Policies and Work Incentives». Documento de trabajo n.º 1932 del Instituto de Estudios Laborales (IZA), Alemania.</p> <p>KENWORTHY, L. (2008), <i>Jobs with Equality</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>— (2010), «Labor market activation», en F. CASTLES, S. LEIFRIED, J. LEWIS, H. OBINGER y C. PIERSON (eds.), <i>Oxford Handbook of the</i></p>	<p><i>Welfare State</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>— (2011), <i>Prospects for the Poor</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>LOHMANN, H. (2009), «Welfare states, labour market institutions and the working poor: a comparative analysis of 20 European countries», <i>European Sociological Review</i>, 25(4): 489-504.</p> <p>— (2011), «Comparability of EU-SILC and register data: The relationship among employment, earnings and poverty», <i>Journal of European Social Policy</i>, 21: 37-54.</p> <p>LOHMANN, H., y ANDRES, H.J. (2008), «Explaining in-work poverty within and across countries», en H.J. ANDRES y H. LOHMANN, <i>The Working Poor in Europe; Employment, Poverty and Globalization</i>, Edward Elgar, Londres.</p> <p>LOHMANN, H., y MARX, I. (2008), «The different faces of in-work poverty across welfare state regimes», en H.J. ANDRES y H. LOHMANN, <i>The Working Poor in Europe; Employment, Poverty and Globalization</i>, Edward Elgar, Londres.</p> <p>LUCIFORA, C., y SALVERDA, W. (2008), «Low Pay», en W. SALVERDA, B. NOLAN y T. SMEEDING (eds.), <i>Oxford Handbook of Economic Inequality</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>MAITRE, B.; NOLAN, B., y WHELAN, C.T. (2011), «Low Pay, In-Work Poverty and Economic Vulnerability: A comparative Analysis using EU-SILC», The Manchester School.</p> <p>MARX, I.; MARCHAL, S., y NOLAN, B. (2012b), «Minimum Income Protection for Workers», en I. MARX y K. NELSON (eds.), <i>Minimum income protection in the European Union</i>, Palgrave, Hampshire.</p> <p>MARX, I.; VANDENBROUCKE, P., y VERBIST, G. (2012c), «Can higher employment levels bring down poverty in the EU? Regression based simulations of the Europe 2020 target», <i>Journal of European Social Policy</i>.</p> <p>MARX, I.; VANHILLE, J., y VERBIST, G. (2012a), «Combating in-work poverty in continental Europe: an investigation using the Belgian case», <i>Journal of Social Policy</i>, 41(1): 19-41.</p> <p>MARX, I., y VERBIST, G. (1998), «Low-paid work and poverty: a cross-country perspective», en S. BAZEN, M. GREGORY y W. SALVERDA (eds.), <i>Low-wage employment in Europe</i>, Edward Elgar, Cheltenham.</p> <p>— (2008), «Combating In-work poverty in Continental Europe: the policy options assessed», en H.J. ANDRE y H. LOHMANN (eds.), <i>The Working Poor in Europe</i>, Edward Elgar, Londres.</p> <p>NOLAN, B., y MARX, I. (2000), «Low Pay and Household Poverty», en M. GREGORY et al. (ed.), <i>Labour Market Inequalities: Problems</i></p>	<p><i>and Policies of Low-wage Employment in International Perspective</i>, Oxford University Press, Oxford, pp. 100-199.</p> <p>— (2008), «Poverty and Social Exclusion», en W. SALVERDA, B. NOLAN y T. SMEEDING (eds.), <i>Oxford Handbook of Economic Inequality</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>NOLAN, B., y WHELAN, C.T. (2011), <i>Poverty and Deprivation in Europe</i>, Oxford University Press, Oxford.</p> <p>OCDE (2006), <i>Perspectiva de Empleo</i>, París.</p> <p>— (2007), <i>Perspectiva de Empleo</i>, París.</p> <p>— (2008), <i>Growing Unequal: Income Distribution and Poverty in OECD Countries</i>, París.</p> <p>— (2009), <i>Perspectiva de Empleo</i>, París.</p> <p>PALIER, B. (2010), <i>The Politics of Reform in Bismarckian Welfare States</i>, Amsterdam University, Amsterdam.</p> <p>SALVERDA, W.; VAN KLAVEREN, M., y VAN DER MEER, M. (eds.) (2008), <i>Low wage work in the Netherlands</i>, Russell Sage Foundation, Nueva York.</p> <p>STEIBER, N. (2007), «The Linkages between Work and Family: State of Knowledge and Policy Implications», Equalsoc Policy Paper #2.</p> <p>VANDENBROUCKE, F. (2001), <i>Social Justice and Individual Ethics in an Open Society: Equality, Responsibility, and Incentives</i>, Springer, Berlín y Nueva York.</p> <p>VAN LANCKER, W. (2012), «The European world of temporary employment: gendered and poor?», en <i>European Societies</i> (en prensa).</p> <p>VAN MECHELEN, N.; MARX, I.; MARCHAL, S.; GOEDEME, T., y CANTILLON, B. (2010), <i>The evolution of social assistance and minimum wages in 25 EU countries, 2001-2009</i>, Informe para la Comisión Europea, Amberes.</p> <p>VAUGHAN-WHITEHEAD, D. (2010), <i>The Minimum Wage Revisited in the Enlarged EU</i>, Edward Elgar, Cheltenham.</p> <p>WEISHAUP, T. (en prensa), «A common turn to activation?», en I. MARX y K. NELSON (eds.), <i>Minimum income protection in the European Union</i>, Palgrave, Hampshire.</p> <p>WHELAN, C.T.; LAYTE, R.; MAITRE, B.; GANNON, B.; NOLAN, B.; WATSON, D., y WILLIAMS, J. (2003), <i>Monitoring Poverty Trends in Ireland: Results from the 2001 Living in Ireland Survey</i>, Economic and Social Research Institute, Dublín.</p> <p>WHITEFORD, P., y ADEMA, W. (2007), «What works best in reducing child poverty: a benefit or work strategy?». Documentos de Trabajo sobre Asuntos Sociales, Empleo y Migración n.º 51 de la OCDE, París.</p>
--	---	---

EL IMPACTO DE LA CRISIS SOBRE LOS NIVELES DE RENTA Y EL MERCADO DE TRABAJO SEGÚN GÉNERO Y TIPOLOGÍA FAMILIAR

Iñaki PERMANYER

Rocío TREVIÑO

Centre d'Estudis Demogràfics (UAB)

Resumen

El artículo explora el impacto de la reciente crisis económica en la desigualdad de género en el mercado de trabajo revisando la evolución de los niveles de actividad, empleo, paro, segregación ocupacional y salarial. Además, examina dicho impacto en los niveles de desigualdad y polarización de la renta de los hogares según su tipología. Los resultados sugieren que la crisis económica ha afectado más severamente a los empleos de los hombres que a los de las mujeres. El análisis de la distribución de la renta para los distintos tipos de hogares revela un leve incremento de la desigualdad entre 2004 y 2010.

Palabras clave: género, familia, mercado laboral, segregación, desigualdad económica.

Abstract

This paper explores the impact of the outset of the recent economic crisis on gender inequality in the labor market observing the evolution of activity, employment, unemployment and occupational and salary segregation. In addition, it explores the impact of the crisis on the levels of income inequality and polarization according to the households' typology. Our results suggest that the adverse consequences of the economic crisis have affected the employments of men more severely than those of women. The analysis of income distributions for different household types shows a slight increase in inequality between 2004 and 2010.

Key words: gender, family, labor market, segregation, economic inequality.

JEL classification: D31, J1, J31, J70.

I. INTRODUCCIÓN

ESTE artículo explora, en primer lugar, el efecto de la crisis económica en la desigualdad de género del mercado de trabajo. En concreto, lo hace en relación a los niveles de actividad, ocupación y desempleo, así como en función de la segregación ocupacional y salarial del mercado laboral. El análisis se hace distinguiendo distintos subgrupos poblacionales según el sexo, edad, nivel de instrucción, nacionalidad y, de manera destacable, según tipología de hogar. En segundo lugar, se analizan los cambios en los niveles de renta de los hogares y los patrones de polarización de esta en función de la tipología de hogar.

El estudio enfatiza la perspectiva de los hogares para analizar el impacto de la crisis económica en las desigualdades de género en el mercado de trabajo. No se trata de una perspectiva nueva, pero sí que ha sido relativamente poco utilizada en el análisis del comportamiento de la fuerza laboral en el mercado de trabajo (Garrido, 2000), a pesar de resultar especialmente pertinente para entender las desigualdades de género en dicho mercado. El hogar es la unidad de convivencia fundamental en la que los individuos comparten sus recursos y gastos bajo el paraguas de unas responsabilidades comunes. Constituye el nivel micro en el que operan los

consensos socioculturales de las normas de interacción entre sexos, que configuran lo que se ha denominado «los contratos de género» (Hirdman, 1998). Estos contratos aluden a la concreción histórica y social de los sistemas de género, que se articulan siempre según la división sexual del trabajo en la esfera de los hogares y en la esfera laboral. Bajo esta premisa, la interrelación entre la posición que el individuo ocupa en el hogar y la posición que ocupa en el mercado de trabajo, resulta fundamental para entender la desigualdad de género, ya sea en la esfera familiar o laboral, así como para entender el comportamiento diferencial del impacto de la crisis en la fuerza de trabajo masculina y femenina.

En relación al impacto de la crisis económica en la desigualdad de renta de los hogares según tipología, numerosos estudios han destacado que la desigualdad no sigue una pauta aleatoria entre los diferentes tipos de hogar y que el impacto de la crisis parece ser diferencial. La crisis económica y la diversificación familiar que acompaña a las transformaciones de la dinámica demográfica de los últimos veinticinco años, y que han sido englobadas bajo la rúbrica de una Segunda Transición Demográfica (Herrera, 2007), han dibujado nuevos escenarios familiares de desigualdad que tienen que ver con la erosión del modelo tradicional de familia sobre el que se asienta nuestro ré-

gimen de bienestar, pero también con el envejecimiento poblacional y con el impacto migratorio de la última década. En un modelo social en el que el Estado asume un papel subsidiario en la provisión de bienestar, en el que el mercado es el principal proveedor de las rentas básicas para vivir y en el que la familia se constituye como la unidad básica de solidaridad, el impacto de la crisis puede ser especialmente desigual en determinados tipos de familia.

La exploración del impacto de la reciente crisis económica en los indicadores de desigualdad de género del mercado de trabajo y en la polarización de renta de los hogares por tipo es descriptiva, dejando para futuras investigaciones la creación y estimación de modelos estadísticos que permitan arrojar luz sobre los mecanismos causales que subyacen a los fenómenos aquí descritos. Los indicadores socioeconómicos presentados, tanto a nivel agregado como en los distintos subgrupos demográficos, se ciñen a la evolución que experimentan en la última década, ajustándose el periodo concreto analizado en cada uno de los indicadores a la datación de las fuentes estadísticas disponibles para abarcarlos.

En el apartado II se presentan las fuentes y la metodología utilizada. En el apartado III se exponen los resultados del análisis del impacto de la crisis en relación a la desigualdad de género en el mercado de trabajo y se divide en tres subapartados: Actividad, ocupación y desempleo; Segregación ocupacional, y Segregación salarial. El apartado IV analiza el impacto de la crisis en la desigualdad de renta de los hogares y la polarización de la misma según el tipo de hogar. Finalmente, el apartado V presenta las conclusiones.

II. FUENTES ESTADÍSTICAS Y METODOLOGÍA

Para la descripción de los indicadores básicos de desigualdad de género en el mercado de trabajo y el análisis de la segregación de género de las ocupaciones se han utilizado los microdatos de la *Encuesta de Población Activa* (EPA). Dado que se trata de una encuesta trimestral en la que cada vivienda permanece en la muestra seis trimestres consecutivos, para asegurar la completa renovación de la misma y evitar la repetición de hogares solamente hemos considerado muestras espaciadas uniformemente en el tiempo realizadas cada seis trimestres. En el momento de iniciar la investigación, la muestra más reciente correspondía al segundo trimestre de 2011 y la más antigua al segundo trimestre de 1999. Cada trimestre se entrevistan aproximadamente 200.000 individuos pertenecientes a 65.000 hogares.

A partir del año 1999, la EPA ofrece información sobre la estructura del hogar de los individuos y, a partir de esta información, se han generado dos variables: la variable tipología del hogar y la variable posición en el hogar. La primera distingue a los hogares en función de número de núcleos familiares del hogar y de si están conviviendo otras personas ajenas al núcleo. Se distinguen cuatro tipos de núcleo: parejas sin hijos, parejas con hijos, padre monoparental y madre monoparental. Los hogares sin núcleo son hogares formados por más de una persona que no conforman ningún tipo de núcleo, pudiendo ser parientes o no. Los hogares con un solo núcleo pueden ser simples, si no hay otras personas ajenas al núcleo conviviendo en el hogar, o extensos, si hay otras personas que no forman núcleo conviviendo en el hogar, sean familiares o no. Finalmente, los hogares múltiples están compuestos por más de un núcleo familiar. La posición en el hogar es una variable también derivada que tiene en cuenta la posición ocupada por el individuo en el núcleo familiar y la estructura del hogar. Cuando hemos querido estudiar la evolución de las tipologías de hogares a través del tiempo nos hemos encontrado con el problema de la escasa representatividad estadística de algunas categorías. Ante esta situación hemos decidido agrupar distintas muestras de la EPA para aumentar el tamaño muestral. Por un lado hemos definido un periodo pre-crisis que abarca las muestras de los trimestres segundo, cuarto y segundo respectivamente de 1999, 2000 y 2002. Por otro lado hemos definido un periodo post-inicio de la crisis que agrupa las muestras de los trimestres segundo, cuarto y segundo correspondientes a 2008, 2009 y 2011. Cabe destacar que dichas agrupaciones solamente se han llevado a cabo para el estudio de la evolución de las tipologías de hogares, no siendo estas necesarias para el resto de casos.

Además de la EPA, en este artículo hemos usado otras fuentes estadísticas. Para el estudio de los niveles de desigualdad y polarización económica a través de los hogares se ha utilizado la *Encuesta de Condiciones de Vida Europea* (EU-SILC) de 2004 y 2010. Dicha encuesta representa el principal instrumento estadístico en la Unión Europea para el estudio armonizado de la pobreza, la desigualdad, así como el impacto de las políticas sociales y económicas sobre los hogares y las personas. Aunque la EU-SILC recaba información de tipo transversal y longitudinal (el seguimiento se realiza a lo largo de cuatro años), en este artículo solamente hemos utilizado datos de corte transversal. En el caso español, las encuestas se han llevado a cabo en unos 15.000 hogares, lo que representa aproximadamente una población de

alrededor de 40.000 personas. Por otro lado, en el análisis de género de la segregación salarial se han utilizado los microdatos de la *Encuesta de Estructura Salarial* del INE. Dicha encuesta tiene como objetivo fundamental conocer la ganancia bruta anual clasificada por distintas características socioeconómicas de los trabajadores. Es importante resaltar que quedan excluidas de la encuesta las actividades agrícolas, ganaderas y pesqueras, personal doméstico y organismos extraterritoriales. Los datos de la encuesta se obtienen de la explotación conjunta del Fichero General de Afiliación de la Seguridad Social junto con las variables ocupación y tiempo de trabajo provenientes de la encuesta anexa a la *Encuesta Trimestral de Coste Laboral* del INE. Desgraciadamente, los datos más recientes de la encuesta corresponden al año 2010, con lo que solo pueden analizarse los efectos de la crisis económica en su fase inicial. Además, esta fuente no proporciona información sobre la tipología de hogares a la que pertenecen los individuos. A pesar de dichas limitaciones, hemos decidido trabajar con dicha encuesta al tratarse de una de las pocas fuentes estadísticas accesibles a los autores para explorar las desigualdades salariales entre mujeres y hombres.

Para estudiar los efectos de la crisis económica sobre los niveles de segregación laboral y de desigualdad/polarización económica según género y tipología familiar utilizaremos una batería de indicadores la mayoría de los cuales son clásicos en el análisis distributivo. Más concretamente, para el estudio de la segregación laboral utilizaremos los indicadores locales y globales descritos por Alonso-Villar y Del Río (2010a y 2010b) y que se detallan en el anexo 1. Para el análisis de la desigualdad utilizaremos los indicadores generalizados de entropía y el coeficiente de Gini, mientras que los niveles de polarización serán medidos con el indicador propuesto por Duclos, Esteban y Ray (2004). Tanto los indicadores de desigualdad como los de polarización serán descritos en las secciones correspondientes.

III. EFECTO DE LA CRISIS EN LA DESIGUALDAD DE GÉNERO EN EL MERCADO DE TRABAJO

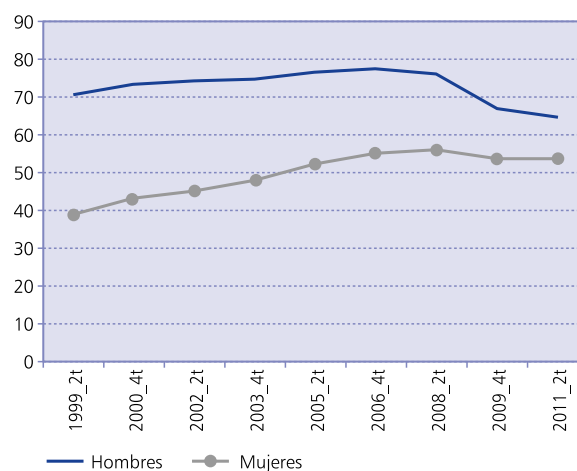
En este apartado exploramos el impacto de la reciente crisis económica en las desigualdades de género existentes en el mercado laboral. Primero exploraremos la evolución de indicadores de actividad, ocupación y desempleo separando por sexo y tipología de los hogares. A continuación analizaremos la evolución de la segregación ocupacional (también conocida como segregación horizontal) por género

y otras variables sociodemográficas como la edad, la educación, la nacionalidad y la tipología del hogar. Finalmente, mostraremos los desiguales niveles de ingresos entre mujeres y hombres ocupados.

1. Actividad, ocupación y desempleo

La tasa total de empleo, entendida como el porcentaje de población que está ocupada en relación a la población total de 16 a 64 años, es uno de los indicadores estructurales y de desarrollo sostenible de la Unión Europea. En el gráfico 1 se presenta la evolución de este indicador. Al menos en estos primeros años de crisis, no puede decirse que el efecto haya sido más adverso entre la población femenina. El impacto en la tasa de empleo masculina es anterior y mucho más profundo que en la femenina. A lo largo del periodo decrece en 5,5 puntos porcentuales pero, en relación al punto álgido de ocupación (cuarto trimestre de 2006), la caída es de casi 13 puntos. La tasa femenina presenta un incremento de casi 14 puntos y la caída respecto al máximo del periodo es mucho menor, de 2,5 puntos. En consecuencia, la brecha de género en la tasa se reduce de 30 a 11 puntos porcentuales. El hecho de que, en sus primeros años, la crisis se cebó principalmente en la destrucción de ocupación en sectores fuertemente masculinizados como la construcción y la industria manufacturera (Recio, 2011), explicaría esta evolución. No obstan-

GRÁFICO 1
TASA TOTAL DE EMPLEO POR SEXOS, 1999-2011
(16-64 AÑOS)



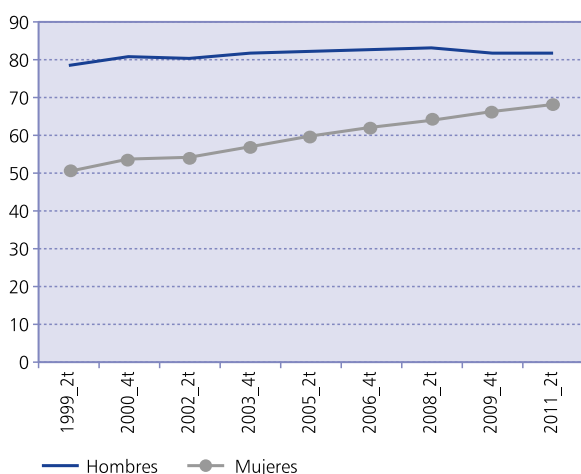
Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

te, cabe esperar que los recientes recortes en servicios y gasto público probablemente tengan mayor perjuicio en el empleo femenino. Desafortunadamente, los datos disponibles de la EPA solo permiten analizar el impacto de la crisis económica en el mercado de trabajo en sus años iniciales.

Otro rasgo llamativo de estos primeros años de crisis económica es el incremento constante de la actividad femenina, con un aumento de 2 puntos porcentuales cada año y medio. Esta evolución alentadora aleja la figura del empleo femenino como empleo de reserva en épocas de crecimiento económico, desdibujando asimismo la estampa de la trabajadora desanimada que en épocas de crisis se repliega al trabajo reproductivo siguiendo el modelo de familia tradicional (gráfico 2).

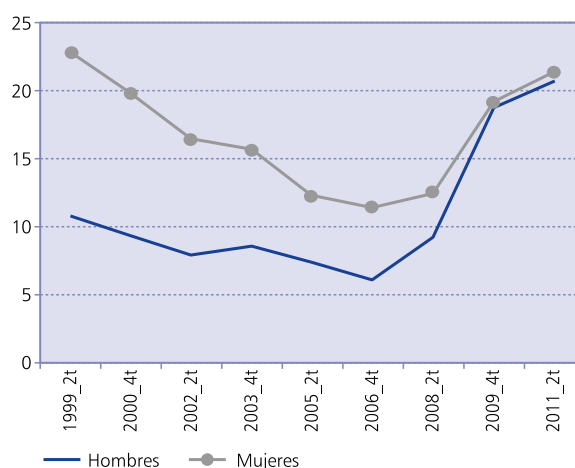
Estas evoluciones explican el comportamiento de la tasa de paro durante el periodo. La enorme brecha de género (de 12 puntos porcentuales) prácticamente desaparece. El espectacular incremento de la tasa de paro masculina a partir del segundo semestre del año 2008 le lleva a alcanzar los niveles de paro femenino, que había experimentado un descenso notable en la fase de crecimiento económico, probablemente potenciado por el incremento continuo de la actividad, pero que también se ve incrementado en la crisis aunque con una intensidad menor.

GRÁFICO 2
TASA TOTAL DE ACTIVIDAD POR SEXOS, 1999-2011 (16-64 AÑOS)



Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

GRÁFICO 3
TASA TOTAL DE PARO POR SEXOS, 1999-2011 (16-64 AÑOS)

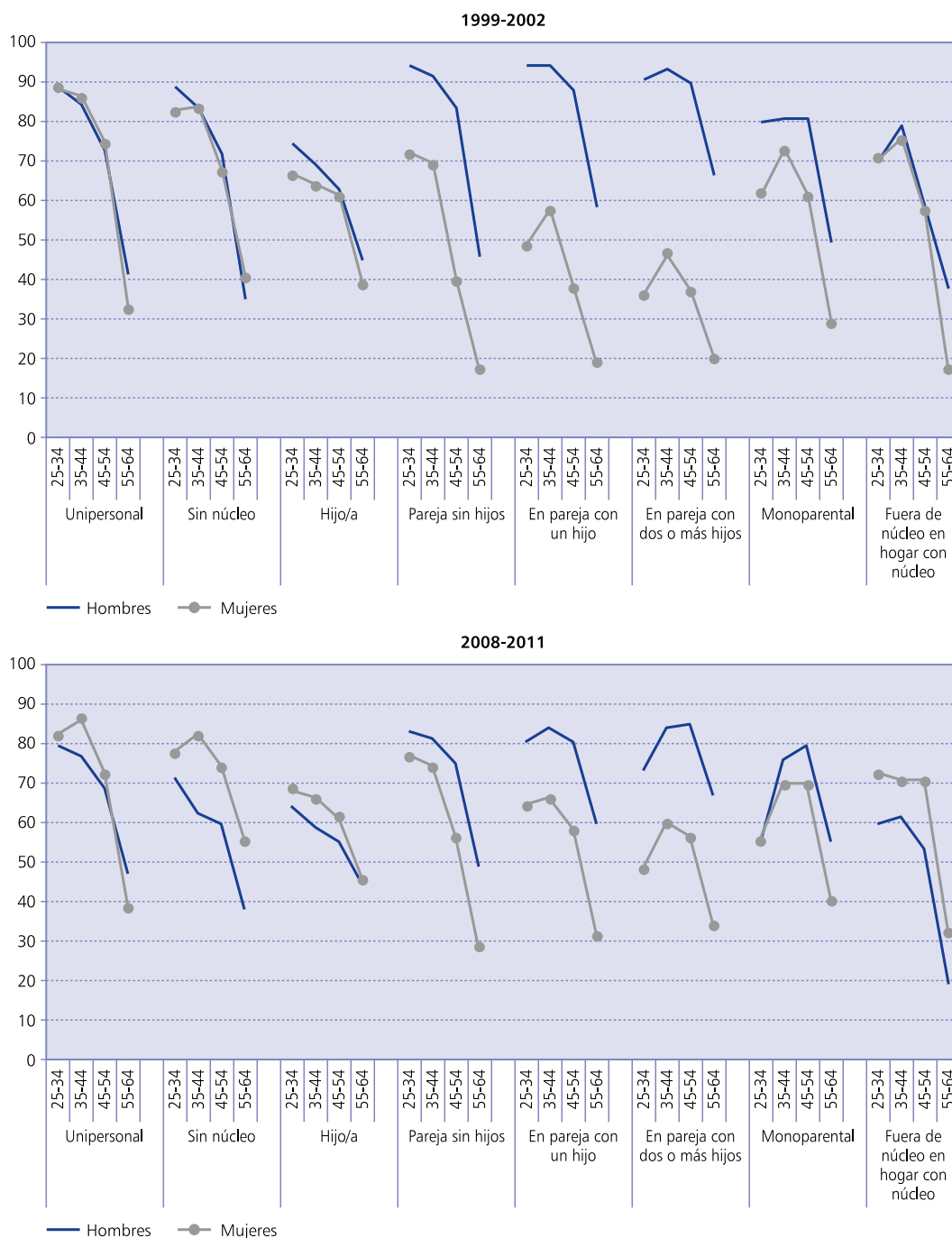


Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

Si se explora el impacto de la crisis económica en la brecha de género de la ocupación teniendo en cuenta dos factores determinantes de la misma, la edad y la posición que se ocupa en el hogar, los resultados anteriores se confirman pero se matizan al mismo tiempo (gráfico 4). La brecha de género se ha reducido e incluso se ha invertido en algunos casos. En el periodo pre-crisis, esta brecha era considerable estando en pareja y con hijos, pero, en las otras posiciones de hogar, las tasas de empleo por sexos presentaban similares niveles, sea cual sea el grupo de edad considerado. El hándicap de estar en pareja o tener hijos para el empleo femenino en relación al masculino era claro e intenso. En el periodo de crisis, 2008-2011, las tasas de empleo de las mujeres en hogares unipersonales, en hogares sin núcleo o que están en posición de hijas en el hogar marcan una distancia positiva respecto a sus homólogos masculinos, sea cual sea su edad, aunque estar en posición de hijas y en pareja continúa presentando un efecto desventajoso para ellas.

Las tasas de empleo del periodo de crisis de las mujeres que están en hogares unipersonales, sin núcleo o monoparentales incluso superan a las que están en la misma posición familiar en el periodo de pre-crisis. En los hombres, las caídas en las tasas de ocupación son generalizadas en todas las posiciones de hogar, siguiendo un patrón muy claro

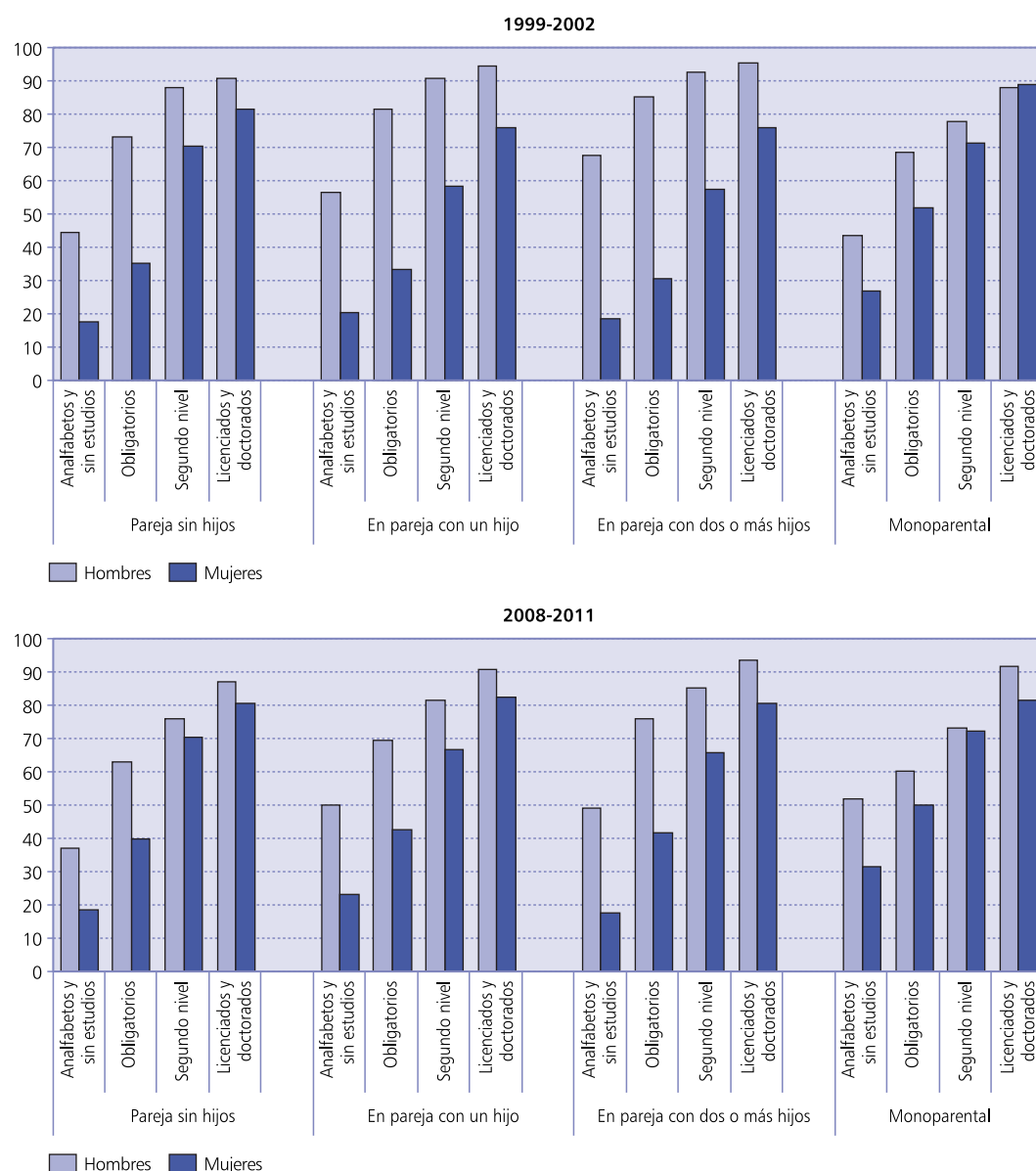
GRÁFICO 4

**TASA DE EMPLEO POR SEXOS, GRUPOS DE EDAD Y POSICIÓN OCUPADA EN EL HOGAR
1999-2002 Y 2008-2011**


Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

GRÁFICO 5

TASA DE EMPLEO POR SEXOS, NIVEL INSTRUCCIÓN Y POSICIÓN OCUPADA EN EL HOGAR, 1999-2002 Y 2008-2011



Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

con la edad: a menor edad menor caída. Sí destacan, no obstante, unas caídas mayores en los hogares «sin núcleo» y en la posición de «fuera de núcleo en un hogar con núcleo». Cabe decir que en estos tipos de hogar la proporción de población inmigrante —gran afectada por la destrucción de la

ocupación en la construcción— es considerablemente mayor.

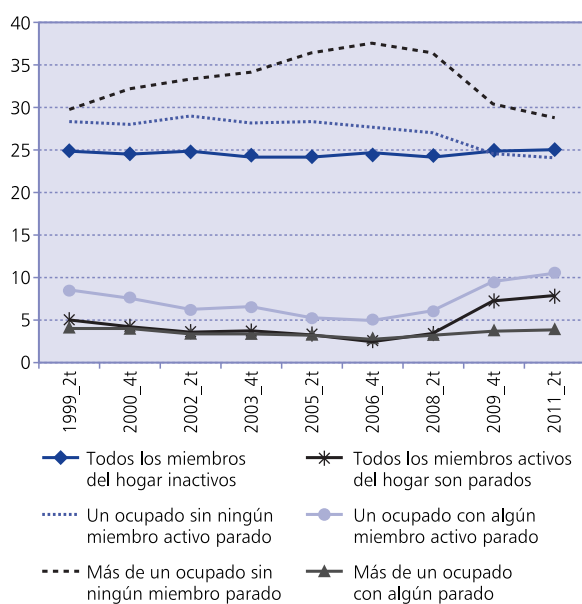
En el gráfico 5 se presentan las tasas de empleo de las posiciones familiares con mayor brecha de género por nivel de instrucción. La crisis económica no

ha cambiado el patrón de un mayor impacto adverso de estas posiciones entre las mujeres con menor nivel de instrucción. La reducción de la brecha de género se ha producido de manera más intensa en los núcleos de parejas con hijos y de modo paralelo en todos los niveles de instrucción.

Finalmente se presenta la distribución de los hogares en relación con la actividad laboral (ver gráfico 6) según una tipología análoga a la utilizada por Garrido (2000). La crisis económica ha impactado, sobre todo, en la reducción del peso de los hogares con más de un ocupado y sin ningún miembro activo parado, que han bajado su peso en el total de hogares casi 9 puntos porcentuales entre el cuarto trimestre de 2006 y el último trimestre. Los hogares con un ocupado sin ningún miembro activo parado retroceden en segundo lugar. Los de mayor incremento en el periodo de crisis son los que tienen un ocupado con algún miembro activo parado que pasan de representar el 6,5 al 10,6 por 100 del total. Los hogares con todos los miembros activos parados presentan un incremento similar.

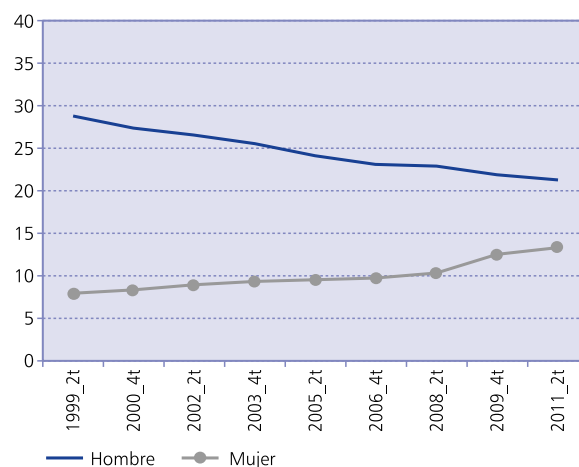
Si se contempla la evolución por sexo del peso de los hogares en los que solo hay un ocupado

GRÁFICO 6
HOGARES EN RELACIÓN A LA ACTIVIDAD LABORAL
(PORCENTAJE SOBRE EL TOTAL), 1999-2011



Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

GRÁFICO 7
EVOLUCIÓN DE LOS HOGARES CON UN SOLO
OCUPADO SEGÚN SEXO SOBRE EL TOTAL
DE HOGARES, 1999-2011



Fuente: Elaboración propia con los datos de la EPA.

sobre el total se observa también el mayor protagonismo del empleo femenino en los hogares en el periodo de crisis (gráfico 7). Tradicionalmente, en este tipo de hogares el único proveedor del hogar acostumbraba a ser un hombre, situación que está cambiando con la incorporación de la mujer en el mercado laboral y el inicio de la crisis económica.

2. Segregación ocupacional

La segregación horizontal de género en el mercado laboral (es decir, la tendencia de mujeres y hombres a concentrarse en determinadas ocupaciones del mercado laboral) es un problema importante por distintos motivos (1). En esta sección nos proponemos comparar los niveles de segregación horizontal por género en las distintas ocupaciones del mercado laboral español entre el inicio y el fin de la primera década del siglo XXI (es decir, en un contexto pre-crisis y en un contexto de desarrollo de la crisis). Para dicho análisis usaremos indicadores «globales» de segregación, es decir: indicadores que cuantifican los niveles de segregación para toda la población de mujeres y hombres en el mercado laboral. Para profundizar un poco más el análisis y averiguar qué factores están más relacionados con los niveles de segregación por sexo, en esta sección también in-

vestigaremos la contribución que distintas variables clave —como la edad del individuo, su nivel educativo, su nacionalidad o la posición que ocupa en el hogar— tienen a la hora de determinar los niveles de segregación observados en las ocupaciones de mujeres y hombres. Para la consecución de dicho objetivo usaremos los indicadores de segregación «local» recientemente propuestos por Alonso-Villar y Del Río (2010a y 2010b) y que detallamos en el anexo 1.

Para poder calcular los niveles locales y globales de segregación por sexo en el mercado laboral español hemos utilizado los datos de la EPA entre los años 1999 y 2011. Las 66 ocupaciones utilizadas en el análisis corresponden a la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO-94) utilizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Un problema que nos hemos encontrado a la hora de presentar los resultados desagregados por tipología familiar ha sido el del bajo peso demográfico de algunas categorías, como por ejemplo la de las familias monoparentales. Para solucionar este problema —y como se ha mencionado en la sección II—, hemos decidido agrupar distintas muestras de la EPA para dar mayor visibilidad y preponderancia a los grupos mencionados anteriormente.

En el cuadro n.º 1 mostramos los niveles de segregación global por sexo en el mercado laboral español a lo largo de los últimos años. Como puede observarse, los niveles de segregación femeninos son muy superiores a los niveles de segregación masculinos, tanto antes del inicio de la crisis como después y para todos los indicadores de segregación local aquí utilizados. Asimismo, cabe destacar el hecho de que los niveles de segregación masculinos han aumentado mientras que los femeninos han disminuido sistemá-

ticamente. En pocos años, la representación femenina en el mercado de trabajo ha aumentado de un 36,7 a un 42,9 por 100 (hecho que no afecta la comparabilidad de los indicadores de segregación a través del tiempo). En lo referente a los niveles globales de segregación, es destacable el hecho de que estos hayan incrementado para los distintos indicadores globales de segregación propuestos en este artículo. A pesar de dicho aumento y de que la contribución femenina a dichos niveles agregados es superior a la masculina, se puede observar cómo —según los indicadores de la familia de entropía generalizada (M)— la contribución masculina ha ido aumentando de un 36,6 a un 41,2 por 100, mientras que la femenina ha ido disminuyendo de un 63,4 a un 58,8 por 100 (2). Los resultados presentados en el cuadro n.º 1 para el periodo 2008-2011 son de un orden de magnitud parecido al de los resultados análogos presentados por Del Río y Alonso Villar (2010a) para el año 2007. Dicha similitud sugiere que los cambios observados en los niveles de segregación del mercado laboral español no han sido ocasionados exclusivamente por el inicio de la crisis económica, tema que deberá ser investigado próximamente con más profundidad con la disponibilidad de series temporales más largas que describan la situación del mercado laboral en periodos todavía más recientes a los analizados en este artículo.

Además de los resultados agregados para mujeres, hombres y toda la población ocupada en general presentados en el cuadro n.º 1, resulta de gran interés calcular los niveles de segregación local para distintos subgrupos dentro de las mujeres y los hombres. El cuadro n.º 2 muestra los niveles de segregación local por sexo según la variable edad durante los periodos 1999-2002 y 2008-2011. Como

CUADRO N.º 1

SEGREGACIÓN LOCAL Y GLOBAL EN EL PERIODO PRE-CRISIS (1999-2002) Y DE INICIO DE LA CRISIS (2008-2011)

Segregación local	$\Phi_{0,1}$	$\Phi_{0,5}$	Φ_1	Φ_2	D^g	G^g	Distr. (porcentaje)
H_Pre.....	0,149	0,130	0,114	0,099	0,191	0,254	63,3
M_Pre.....	0,581	0,430	0,342	0,293	0,329	0,437	36,7
H_Post.....	0,205	0,178	0,157	0,138	0,233	0,302	57,1
M_Post.....	0,523	0,381	0,298	0,244	0,310	0,401	42,9
Segregación global	M_{Pre}	M_{Post}	$I_{p\ Pre}$	$I_{p\ Post}$	G_{Pre}	G_{Post}	
Segregación género.....	0,20	0,22	0,24	0,27	0,32	0,34	
Contrib. M (porcentaje).....	63,43	58,75	50	50	50	50	
Contrib. H (porcentaje).....	36,57	41,25	50	50	50	50	

Notas:

H = Hombres, M = Mujeres.

‘Pre’ se refiere al periodo pre-crisis: 1999-2002; ‘Post’ se refiere al periodo de inicio de la crisis: 2008-2011.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA.

CUADRO N.º 2

SEGREGACIÓN LOCAL POR EDAD 1999-2002 Y 2008-2011

		$\Phi_{0,1}$	$\Phi_{0,5}$	Φ_1	Φ_2	D^a	G^a	Distr. (porcentaje)
1999-2002	H < 30 años	0,264	0,243	0,229	0,233	0,284	0,376	24,9
	H 30-44 años	0,146	0,128	0,114	0,100	0,190	0,256	42,2
	H > 45 años	0,202	0,178	0,161	0,148	0,231	0,311	32,9
	M < 30 años	0,613	0,485	0,411	0,393	0,365	0,488	29,7
	M 30-44 años	0,634	0,460	0,366	0,320	0,344	0,454	44,2
	M > 45 años	0,781	0,552	0,452	0,451	0,361	0,504	26,1
2008-2011	H < 30 años	0,317	0,288	0,271	0,282	0,308	0,410	19,5
	H 30-44 años	0,223	0,196	0,175	0,158	0,248	0,323	44,2
	H > 45 años	0,224	0,196	0,175	0,159	0,244	0,324	36,3
	M < 30 años	0,651	0,472	0,383	0,348	0,357	0,469	22,3
	M 30-44 años	0,500	0,364	0,283	0,228	0,297	0,387	45,0
	M > 45 años	0,690	0,485	0,387	0,353	0,343	0,468	32,7

Nota: H = Hombres, M = Mujeres.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA.

es habitual, los niveles de segregación femeninos son claramente mayores que los masculinos. En el periodo pre-crisis, el grupo de edad con mayores niveles de segregación para las mujeres es el de mayores de 45 años, mientras que para los hombres dicho grupo corresponde al de menores de 30 años. Estos resultados son consistentes para prácticamente todos los indicadores de segregación local usados en el artículo. Si observamos el periodo 2008-2011, se constata que los niveles de segregación masculinos tienden a aumentar con el tiempo mientras que los femeninos tienden a disminuir. Análogamente, el grupo de edad de los menores de 30 años (resp. las mayores de 45 años) es el que presenta mayores niveles de segregación masculina (resp. femenina). Los resultados presentados para el periodo 2008-2011 son de un orden de magnitud parecido al observado en los resultados análogos presentados por Del Río y Alonso Villar (2010a, Tabla 2) para el año 2007.

Los resultados de la segregación local por nivel educativo durante los periodos 1999-2002 y 2008-2011 se muestran en el cuadro n.º 3. En el primer periodo, las personas analfabetas y sin estudios son las que presentan niveles de segregación más elevados para ambos sexos. A continuación, las personas con niveles de estudios superiores son las que presentan niveles de segregación más altos. Por otro lado, las personas con nivel de educación secundario son las que presentan los niveles más bajos de segregación. Aparentemente, las personas en los extremos de la distribución educativa se concentran en distintos nichos de ocupación mientras que las

personas de estudios secundarios parecen distribuirse más uniformemente en las distintas categorías ocupacionales. Para el periodo 2008-2011, el grupo de analfabetos y sin estudios es el que presenta mayores niveles de segregación tanto para mujeres como para hombres. En orden decreciente, a continuación encontramos a los de estudios obligatorios y a los de estudios superiores. Finalmente, el grupo con nivel de estudios con secundaria completa es el que presenta menores niveles de segregación. De nuevo, estos resultados parecen responder al hecho de que las personas en los extremos de la distribución educativa tienden a concentrarse en profesiones más específicas, mientras que el grueso de la población con estudios intermedios se distribuye más uniformemente en el mercado laboral. Excepto para los hombres con niveles de estudios superiores, los niveles de segregación para los hombres tienden a incrementarse respecto al periodo 1999-2002. Por otro lado, los niveles de segregación se incrementan para las mujeres con educación primaria y se reducen para las mujeres de estudios secundarios y superiores.

Finalmente, mostramos también los niveles de segregación local para mujeres y hombres según nacionalidad. El cuadro n.º 4 muestra los resultados para los periodos pre-crisis 1999-2002 y de inicio de la crisis 2008-2011. En el periodo inicial, además de observar la habitual diferencia entre mujeres y hombres, se aprecia que para cada sexo, los niveles de segregación para los extranjeros superan ampliamente a los de los españoles. Por otro lado, los niveles de segregación de las mujeres españolas son

CUADRO N.º 3

SEGREGACIÓN LOCAL POR NIVEL EDUCATIVO 1999-2002 Y 2008-2011

		$\Phi_{0,1}$	$\Phi_{0,5}$	Φ_1	Φ_2	D^a	G^a	Distr. (porcentaje)
1999-2002	H_Educ1	1,844	0,873	0,719	0,861	0,479	0,633	4,9
	H_Educ2	0,844	0,443	0,339	0,290	0,338	0,435	52,3
	H_Educ3	0,257	0,232	0,219	0,237	0,257	0,362	33,2
	H_Educ4	1,367	1,208	1,266	2,425	0,628	0,775	9,6
	M_Educ1	2,492	1,338	1,143	1,626	0,618	0,761	4,2
	M_Educ2	1,221	0,753	0,623	0,667	0,463	0,590	40,7
	M_Educ3	0,866	0,678	0,592	0,648	0,448	0,583	42,3
	M_Educ4	2,084	1,287	1,194	2,076	0,610	0,766	12,8
2008-2011	H_Educ1	2,137	0,972	0,805	1,068	0,507	0,662	2,9
	H_Educ2	1,095	0,575	0,455	0,423	0,401	0,511	42,8
	H_Educ3	0,302	0,254	0,226	0,222	0,262	0,366	41,5
	H_Educ4	1,144	1,004	1,032	1,752	0,575	0,721	12,8
	M_Educ1	2,696	1,333	1,122	1,640	0,601	0,751	2,2
	M_Educ2	1,415	0,807	0,654	0,680	0,482	0,605	33,1
	M_Educ3	0,750	0,551	0,452	0,434	0,386	0,510	48,9
	M_Educ4	1,333	1,027	0,970	1,515	0,549	0,710	15,8

Notas:

H = Hombres, M = Mujeres.

Educ1 corresponde a analfabetos y sin estudios; Educ2 a estudios de primaria completos; Educ3 a estudios de secundaria completos y Educ4 a licenciaturas y doctorados.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA.

claramente superiores a los de los hombres extranjeros para la mayor parte de nuestros indicadores, sugiriendo que las anteriores tienden a concentrarse en ocupaciones muy específicas cuando se comparan respecto a estos últimos. Durante el periodo 2008-2011, por un lado cabe destacar la triplicación de la población extranjera en el mercado laboral con respecto a los niveles observados en el periodo 1999-2002. Por otro lado, se observa una aproximación de los niveles de segregación para mujeres

y hombres, siendo estos últimos los que siguen teniendo valores inferiores respecto a las anteriores.

En el anexo 2 se muestran las tablas de segregación local para mujeres y hombres según la tipología de los hogares a los que mujeres y hombres pertenecen en los periodos 1999-2002 y 2008-2011. En rasgos muy generales, puede decirse que durante el periodo inicial, las tipologías familiares que suelen tener menores niveles de segregación son las parejas

CUADRO N.º 4

SEGREGACIÓN LOCAL POR NACIONALIDAD 1999-2002 Y 2008-2011

		$\Phi_{0,1}$	$\Phi_{0,5}$	Φ_1	Φ_2	D^a	G^a	Distr. (porcentaje)
1999-2002	H_Español.....	0,154	0,133	0,117	0,101	0,195	0,257	94,9
	H_Extranjero	0,264	0,253	0,251	0,290	0,285	0,392	5,1
	M_Española	0,578	0,426	0,338	0,286	0,327	0,432	93,7
	M_Extranjera.....	0,914	0,679	0,617	0,805	0,415	0,582	6,3
2008-2011	H_Español.....	0,216	0,184	0,160	0,140	0,234	0,304	84,0
	H_Extranjero	0,409	0,380	0,376	0,458	0,355	0,473	16,0
	M_Española	0,504	0,369	0,288	0,236	0,300	0,394	82,0
	M_Extranjera.....	0,933	0,732	0,682	0,909	0,471	0,616	18,0

Nota:

H = Hombres, M = Mujeres.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA.

con o sin hijos (independientemente del sexo), mientras que los individuos fuera de núcleo familiar viviendo en un hogar con núcleo son las que presentan niveles de segregación más elevados (particularmente para las mujeres). Además, las personas sin núcleo presentan niveles de segregación laboral relativamente altos comparados con las otras tipologías (especialmente en el caso de los hombres). Observando los resultados para el periodo 2008-2011, no se aprecian cambios muy sustanciales. La ordenación de las categorías por niveles de segregación local sigue siendo esencialmente la misma. Generalmente, y como cabe esperar, las categorías con mayor peso poblacional suelen presentar niveles menores de segregación. Es destacable que en pocos años, las categorías más numerosas pierden cierta representatividad mientras que las categorías más minoritarias ganan más representatividad en el mercado laboral español. También es destacable comprobar cómo —en términos generales— los niveles de segregación local masculinos tienden a aumentar con el paso del tiempo mientras que los femeninos tienden a disminuir.

Los resultados mostrados en esta sección destacan la caída en los niveles de actividad y ocupación de los hombres ante el fuerte incremento de su nivel de desempleo, mientras que en el caso de las mujeres las tasas de actividad se han incrementado a la vez que su tasa de desempleo ha sufrido un incremento menor que el de los hombres. Estos resultados han de ser matizados según el tipo de hogar en el que viva el individuo. En las parejas (con o sin hijos) la brecha de empleo de las mujeres es mayor que en otros tipos de hogar, aunque se constata una reducción de esta con la crisis. En cuanto a la segregación ocupacional, el periodo de crisis parece haber contribuido de forma importante a una reducción de los niveles de segregación de las mujeres y a un aumento del de los hombres. Esta conclusión se confirma cuando se desagrega la población por edad, educación, tipología del hogar e, incluso, por nacionalidad. Los resultados en general sugieren que los efectos adversos de la crisis económica han afectado más severamente a los hombres que a las mujeres a través de la destrucción de empleos típicamente masculinizados y a través de la reducción de la brecha de género en variables clave como actividad, ocupación y desempleo.

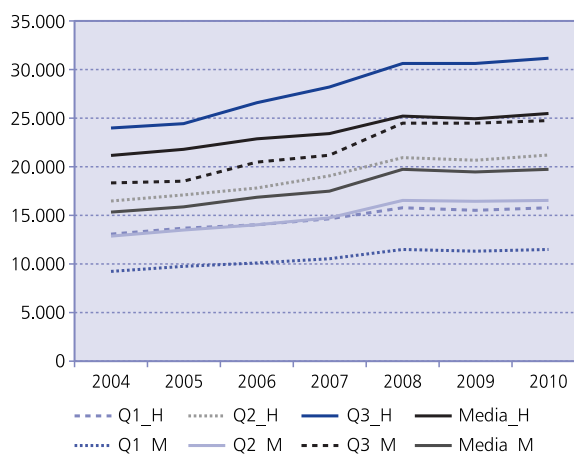
3. Segregación salarial

En este apartado mostramos las diferencias salariales entre mujeres y hombres ocupados recurriendo

a la *Encuesta de Estructura Salarial* del INE. Dicha fuente fue creada entre otros motivos con el objetivo de estudiar no solamente los niveles salariales medios de los trabajadores sino también su distribución. Desgraciadamente, los datos de la *Encuesta de Estructura Salarial* no permiten relacionar los datos salariales de mujeres y hombres con la tipología de hogar a la que dichas personas pertenecen y que hemos utilizado en las otras secciones de este artículo. A pesar de ello, hemos decidido incluir el análisis de los diferenciales salariales por género al tratarse de un tema de gran importancia.

Usando los datos de la *Encuesta de Estructura Salarial* del INE, hemos comparado la distribución y los niveles de ganancia media anual (deflactados en base al año 2010) entre mujeres y hombres entre los años 2004 y 2010 (3). Como puede verse en el gráfico 8, los niveles de ingreso para mujeres y hombres tienden a incrementarse a lo largo de todo el periodo, con una importante desaceleración a partir del año 2008. Cuando comparamos las diferencias entre los respectivos cuartiles de la distribución entre mujeres y hombres se pueden observar dos tendencias opuestas. En términos absolutos ($Q_i(H) - Q_i(M)$), la brecha de género tiende a incrementarse con el tiempo, mientras que en términos relativos

GRÁFICO 8
EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LOS CUARTILES (Q1, Q2 Y Q3) Y LA MEDIA (μ) DE LA DISTRIBUCIÓN DE GANANCIA ANUAL PARA MUJERES Y HOMBRES EN EUROS DEFLACTADOS (BASE 2010)

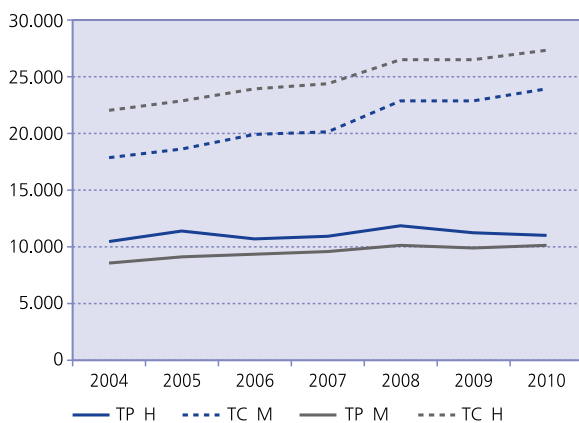


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la *Encuesta de Estructura Salarial* del INE.

$((Q_i(H)-Q_i(M))/Q_i(M))$, la brecha tiende a disminuir. Cuando comparamos la media de ambas distribuciones observamos que la brecha es oscilante con el paso del tiempo cuando se mide en términos absolutos $(\bar{x}_H - \bar{x}_M)$, mientras que esta disminuye cuando se mide en términos relativos $((\bar{x}_H - \bar{x}_M)/\bar{x}_M)$. Como es habitual, los valores de la media son ostensiblemente mayores que los de la mediana (Q_2), tanto para hombres como para mujeres, debido a la alta asimetría que caracteriza a las distribuciones de ingresos. Cabe destacar que estas brechas salariales y las mostradas en el resto de la sección son el resultado de promediar a través de una gran variedad de categorías ocupacionales, y no están controladas por diferencias salariales en un mismo puesto de trabajo para mujeres y hombres.

Debido a las importantes diferencias salariales entre empleo a tiempo parcial y empleo a tiempo completo, hemos decidido mostrar los promedios de las distribuciones de ingresos para mujeres y hombres en dichas categorías (deflactados en base al año 2010). Los resultados se muestran en el gráfico 9. Como cabe esperar, los salarios medios en los empleos a tiempo completo son ostensiblemente superiores a los correspondientes al tiempo parcial. Además, la diferencia entre ambos tiende a incrementarse fuertemente a lo largo de los últimos

GRÁFICO 9
EVOLUCIÓN TEMPORAL GANANCIA MEDIA ANUAL EN EUROS DEFLACTADOS (BASE 2010) POR SEXO Y TIPO DE JORNADA (A TIEMPO COMPLETO O PARCIAL)

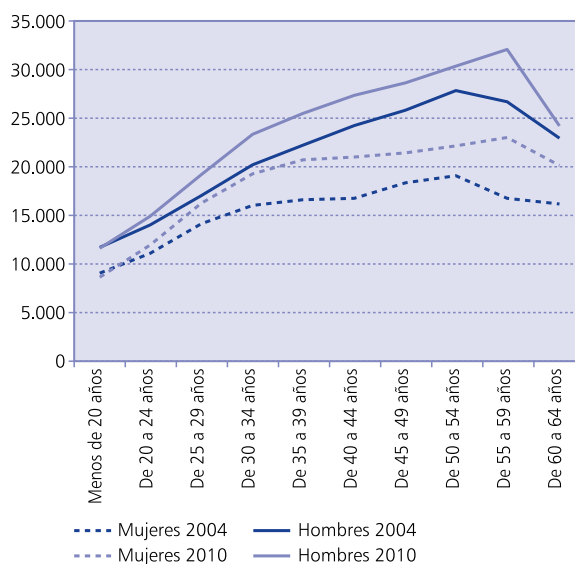


Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Estructura Salarial del INE.

años. Por otro lado, se puede observar una reducción a lo largo del tiempo tanto en términos absolutos $(\bar{x}_H - \bar{x}_M)$ como relativos $((\bar{x}_H - \bar{x}_M)/\bar{x}_M)$ de la brecha salarial entre mujeres y hombres, tanto en empleos a tiempo completo como en empleos a tiempo parcial. La reducción de la brecha es particularmente importante para el empleo a tiempo parcial. En este último, se puede apreciar una tendencia algo errática de las ganancias medias de los hombres y prácticamente un estancamiento para las mujeres. Esto contrasta con la tendencia al alza observada en el empleo a tiempo completo. En este contexto, cabe destacar que la reducción observada en las brechas salariales de género no parece deberse tanto a una mejora de la situación de las mujeres como a un empeoramiento de la situación de los hombres.

Finalmente, presentamos también una comparativa de los niveles de ingreso medio anual (deflactado en base al año 2010) para mujeres y hombres diferenciando por el grupo de edad al que pertenecen. En el gráfico 10 puede observarse la típica forma de U invertida de las distribuciones de ingresos por edad tanto para hombres como para mujeres. Se puede apreciar que, a pesar de los incrementos generaliza-

GRÁFICO 10
COMPARACIÓN DE LA GANANCIA MEDIA ANUAL EN EUROS DEFLACTADOS (BASE 2010) POR SEXO Y EDAD ENTRE 2004 Y 2010



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Estructura Salarial del INE.

dos en salarios promedio, en cada grupo de edad la brecha de género se mantiene a niveles parecidos en los años 2004 y 2010. Además, se observan mayores niveles de desigualdad de ingresos por edad entre los hombres que entre las mujeres: para los primeros, las respectivas curvas presentan mayores cambios y desniveles, mientras que para las últimas las curvas son relativamente planas a partir de los 35 años. Este último fenómeno es atribuible al hecho de que el cuidado de los hijos acostumbra a producir un estancamiento de la carrera profesional de muchas mujeres, que impide que alcancen puestos de mayor responsabilidad y dedicación en términos de horas e ingresos.

IV. DESIGUALDAD-POLARIZACIÓN ECONÓMICA Y FAMILIA

En la sección precedente hemos descrito los niveles de actividad, ocupación, desempleo y segregación en el mercado laboral español por sexo, tipología familiar y otras variables sociodemográficas a lo largo de los últimos años. Para estudiar más profundamente los efectos de la crisis económica en España es necesario explorar asimismo cómo se distribuyen los niveles de renta para estos grupos demográficos. Usando los datos de la *Encuesta Europea de Condiciones de Vida* (EU-SILC), mediremos los niveles de desigualdad y polarización económica para las distintas tipologías de hogares durante los últimos años en España. Más concretamente, usaremos los datos de dicha encuesta para los años 2004 y 2010, es decir: antes y después del inicio de la crisis económica.

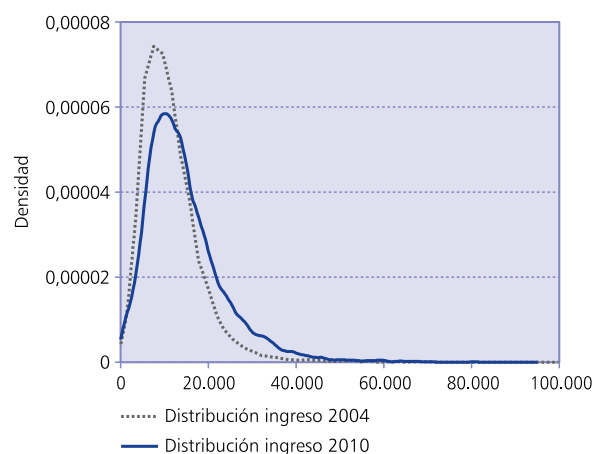
1. Distribución del ingreso por unidad de consumo

Como es habitual en los análisis distributivos, se adjudica a todos los miembros de cada hogar el denominado «ingreso por unidad de consumo» o «ingreso equivalente» correspondiente a dicho hogar. Dicho ingreso por unidad de consumo es el ingreso total del hogar dividido por el número de unidades de consumo del hogar. Estas últimas se determinan teniendo en cuenta las economías de escala, que son modeladas a partir de la siguiente escala de equivalencia: un peso de 1 para el primer adulto, un peso de 0,5 para el segundo adulto (y siguientes) y un peso de 0,3 los menores de 14 años. Utilizando dicha escala de equivalencia y los datos de las encuestas de condiciones de vida EU-SILC, obtenemos las distribuciones de los ingresos por unidad de consumo correspondientes a los años 2004 y 2010 (ver

gráfico 11) (4). Como puede observarse en dicho gráfico, el valor modal de la distribución es superior para el año 2010. Asimismo, se intuye que la distribución de 2010 es más dispersa que la de 2004, con mayor cantidad de observaciones en las colas inferiores y superiores de la misma. Para confirmar dicha intuición, el gráfico 12 muestra las mismas distribuciones en relación a las correspondientes medianas (en otras palabras: se dividen los valores observados por la mediana respectiva). De este modo, apreciamos claramente el cambio de forma de la distribución evitando el efecto del crecimiento nominal de la renta. El aparente incremento de la desigualdad mostrado en el gráfico 12 queda reflejado en el cálculo de los índices de desigualdad que presentamos a continuación.

En el cuadro n.º 5 mostramos los niveles de desigualdad de las distribuciones del ingreso por unidad de consumo para las distintas tipologías de hogares en los años 2004 y 2010. La medición de la desigualdad se ha efectuado a partir de los clásicos coeficiente de Gini y los indicadores generalizados de entropía $GE(\vartheta)$ (5), con los valores estándar $\vartheta = 0$, $\vartheta = 0,5$ y $\vartheta = 1$. Valores de ϑ más pequeños se asocian con una mayor sensibilidad del indicador a la desigualdad entre los pobres, mientras que mayores valores de ϑ dan más importancia a la desi-

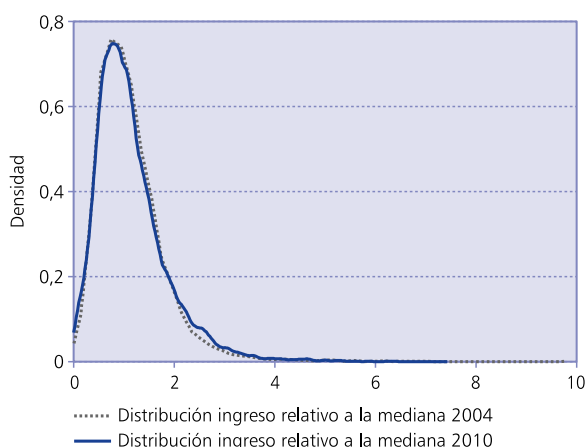
GRÁFICO 11
FUNCIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR UNIDAD DE CONSUMO PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA EN LOS AÑOS 2004 Y 2010
(En euros corrientes)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC.

GRÁFICO 12

**FUNCIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS
POR UNIDAD DE CONSUMO PARA LA POBLACIÓN
ESPAÑOLA EN LOS AÑOS 2004 Y 2010
NORMALIZADA POR LAS RESPECTIVAS MEDIANAS**



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC.

gualdad entre los ricos. Como ya dejaban intuir los gráficos 11 y 12, todos los indicadores de desigualdad se incrementan moderadamente al comparar las

distribuciones de 2004 y 2010 (6). Cuando estudiamos los niveles de desigualdad por tipología de hogares, observamos que los núcleos unipersonales son los que tienen mayores niveles de desigualdad en 2004, mientras que las familias monoparentales masculinas son las que tienen mayores niveles de desigualdad en 2010. En el otro extremo, los hogares con múltiples núcleos familiares son los que tienen menores niveles de desigualdad tanto en 2004 como en 2010 (y menor ingreso promedio entre los distintos grupos estudiados). Tras el inicio de la crisis económica en España y hasta los datos disponibles para 2010, puede observarse que la desigualdad ha disminuido muy levemente para los hogares unipersonales y los hogares con múltiples núcleos, se ha mantenido constante para las parejas sin hijos y sin otros parientes y ha tenido un incremento leve-moderado para el resto de categorías. Entre ellas, la de familias monoparentales masculinas es la que ha tenido un incremento mayor de la desigualdad entre 2004 y 2010. Cabría esperar que la tendencia generalizada al aumento de los niveles de desigualdad en las distintas tipologías familiares se viera agudizada si se dispusiera de datos más recientes.

Como es bien sabido, los indicadores generalizados de entropía $GE(\nu)$ permiten descomponer la desigualdad total en la suma de la desigualdad entre grupos y la desigualdad intra-grupos (véase Shorrocks, 1980). En este artículo, los grupos en los que estamos interesados son los distintos tipos de hogares discuti-

CUADRO N.º 5

**DESIGUALDAD PARA LAS DISTRIBUCIONES DE INGRESO POR UNIDAD DE CONSUMO PARA LAS DISTINTAS TIPOLOGÍAS
DE HOGARES EN LOS AÑOS 2004 Y 2010**

	2004				2010			
	GE(0)	GE(0,5)	GE(1)	GINI	GE(0)	GE(0,5)	GE(1)	GINI
Unipersonal	0,21	0,2	0,2	0,35	0,2	0,18	0,17	0,32
Sin Núcleo	0,13	0,12	0,13	0,26	0,18	0,15	0,14	0,29
Pareja sin hijos SOP	0,19	0,18	0,19	0,33	0,19	0,18	0,18	0,33
Pareja con hijos SOP	0,16	0,15	0,14	0,29	0,21	0,18	0,17	0,32
Padre Monoparental	0,15	0,14	0,14	0,3	0,3	0,23	0,2	0,34
Madre Monoparental	0,18	0,16	0,16	0,3	0,2	0,18	0,17	0,32
Múltiple	0,12	0,11	0,11	0,25	0,11	0,1	0,1	0,24
Población Total	0,17	0,16	0,16	0,3	0,2	0,18	0,17	0,32
Porcentaje ctr. entre-gps.	1,04	1,1	1,09		1,21	1,35	1,38	
Porcentaje ctr. intra-gps.	98,96	98,9	98,91		98,79	98,65	98,62	

Notas:

SOP = Sin otros parientes.

Porcentaje Ctr. entre-gps. es la contribución porcentual de la desigualdad entre grupos a la desigualdad total; Porcentaje Ctr. intra-gps. es la contribución porcentual de la desigualdad intra-grupos a la desigualdad total.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC.

dos anteriormente. Resulta interesante constatar en el panel inferior del cuadro n.º 5 que la contribución de la desigualdad entre grupos a la desigualdad total es prácticamente nula (ligeramente superior a un 1 por 100 en los dos años considerados). Por este motivo, parece particularmente relevante estudiar los niveles de desigualdad dentro de cada grupo mostrados en la parte superior del cuadro.

En los casos presentados anteriormente, los distintos indicadores de desigualdad utilizados coinciden en su juicio respecto a la dirección de los cambios en la desigualdad entre los años 2004 y 2010. De todos modos, con el objetivo de obtener conclusiones más robustas que no dependan específicamente del indicador de desigualdad empleado, hemos comparado las posiciones relativas de las respectivas curvas de Lorenz. En el gráfico 13 se muestran las curvas correspondientes a toda la población española para los dos años mencionados anteriormente. Como puede apreciarse, la curva correspondiente a la distribución de 2010 está sistemáticamente por debajo de la de 2004, lo que indica un incremento inequívoco de la desigualdad durante dicho periodo (7).

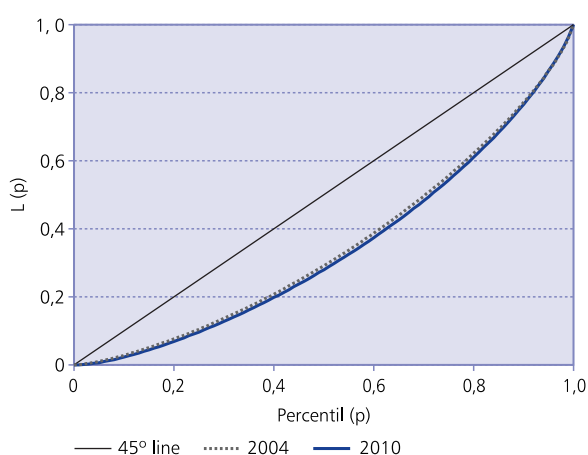
Análogamente, hemos realizado el mismo ejercicio de robustez para las distribuciones de ingresos

por unidad de consumo de las distintas tipologías familiares. Utilizando el *software* «Distributive Analysis Stata Package» (DASP), hemos constatado que los resultados presentados anteriormente son robustos según el criterio de Lorenz para todas las tipologías de hogares, excepto el formado por los hogares unipersonales. En dicho caso, las respectivas curvas de Lorenz se cruzan, dando así menor legitimidad a los resultados para dicha tipología familiar presentados en el cuadro n.º 5.

2. Polarización económica

Para completar el análisis distributivo mostrado hasta ahora, presentamos a continuación los niveles de polarización para la distribución de ingresos por unidad de consumo de las distintas tipologías de hogares en los años 2004 y 2010. Los indicadores de polarización económica miden el grado en que la distribución de ingresos está concentrada en una serie de polos cohesivos y antagónicos entre sí. A diferencia de los indicadores de desigualdad, los indicadores de polarización se maximizan cuando la distribución de ingresos se concentra en dos grupos homogéneos del mismo tamaño y claramente diferenciados entre sí (los «ricos» y los «pobres»). El indicador de polarización empleado es el propuesto por Duclos, Esteban y Ray (2004), que ha sido usado en una gran cantidad de estudios empíricos y que denotaremos por $P^{DER}(\alpha)$. Más concretamente, usaremos los valores de $\alpha = 0,5$, $\alpha = 1$ y $\alpha = 1,5$. Los valores de α deben interpretarse como un parámetro de sensibilidad a la polarización: cuanto mayores sean sus valores más se diferencian la polarización de la desigualdad (en el caso extremo en el que $\alpha = 0$, $P^{DER}(0)$ corresponde al coeficiente de Gini). Los resultados se presentan en el cuadro n.º 6. Los niveles de polarización a nivel poblacional se mantienen relativamente bajos y prácticamente constantes entre los años 2004 y 2010, resultado que no parece muy sorprendente a la luz de las distribuciones de ingresos mostradas en los gráficos 11 y 12. La categoría con mayores niveles de polarización en 2004 y 2010 corresponde a los hogares unipersonales. En el otro extremo, los hogares con múltiples núcleos familiares constituyen uno de los grupos con menores niveles de polarización. Como puede observarse, no se producen cambios muy importantes para las distintas tipologías familiares entre 2004 y 2010. El cuadro n.º 6 también muestra como la polarización ha decrecido entre los dos años para los hogares unipersonales y las parejas sin hijos sin otros dependientes, mientras que para las otras tipologías familiares, la conclusión es ambigua puesto que

GRÁFICO 13
CURVAS DE LORENZ PARA LAS DISTRIBUCIONES DE LOS INGRESOS POR UNIDAD DE CONSUMO PARA LA POBLACIÓN ESPAÑOLA EN LOS AÑOS 2004 Y 2010



Fuente: Elaboración propia con los datos de EU-SILC de 2004 y 2010, y con el *software* «Distributive Analysis Stata Package» (DASP) elaborado por Abdelkrim y Duclos (véase <http://dasp.ecn.ulaval.ca/>).

CUADRO N.º 6

**POLARIZACIÓN PARA LAS DISTRIBUCIONES DE INGRESO POR UNIDAD DE CONSUMO PARA LAS DISTINTAS TIPOLOGÍAS DE HOGARES
EN LOS AÑOS 2004 Y 2010 Y PARA TODA LA POBLACIÓN**

	2004			2010		
	DER(0,5)	DER(1)	DER(1,5)	DER(0,5)	DER(1)	DER(1,5)
Unipersonal	0,23	0,19	0,18	0,21	0,17	0,14
Sin Núcleo	0,18	0,15	0,13	0,19	0,15	0,12
Pareja sin hijos SOP	0,22	0,17	0,14	0,21	0,16	0,14
Pareja con hijos SOP	0,19	0,15	0,13	0,20	0,15	0,12
Padre Monoparental	0,20	0,16	0,13	0,21	0,15	0,11
Madre Monoparental	0,20	0,15	0,13	0,20	0,15	0,12
Múltiple	0,18	0,15	0,12	0,17	0,15	0,14
Población Total	0,20	0,15	0,13	0,20	0,15	0,12

Nota: SOP = Sin otros parientes.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de EU-SILC.

depende del valor de α que estemos utilizando. A pesar de dicha ambigüedad, no se observan diferencias sustanciales en el tiempo para ninguna de las tipologías de hogares estudiadas en este artículo.

V. CONCLUSIONES

En este artículo hemos intentado dar una visión panorámica de la medida en que la crisis económica que actualmente atraviesa España afecta de forma distinta a mujeres y hombres y a los distintos tipos de hogares a los que pertenecen. Los resultados mostrados sugieren que los efectos adversos de la crisis económica han afectado más severamente a los hombres que a las mujeres a través de la destrucción de empleos típicamente masculinizados. En términos generales, dicho resultado concuerda con la mayor presencia masculina en el mercado laboral, pese a la creciente feminización del mismo. Aunque constatamos la reducción generalizada de la brecha de género en variables clave (actividad, ocupación, desempleo, nivel salarial), es importante matizar que dicha reducción parece deberse más a un empeoramiento de la situación de los hombres que a una mejora de la situación de las mujeres. Finalmente, el estudio de la evolución del ingreso por unidad de consumo entre 2004 y 2010 revela que los niveles de desigualdad se han incrementado moderadamente para la población española y para la mayoría de las categorías de hogares que la conforman. De todos modos, cabría esperar que con el uso de datos más recientes se observara un incremento más destacado de los niveles de desigualdad, aunque a día de hoy esto no resulta todavía posible.

NOTAS

(1) Como indica ANKER (1998), hay diversos motivos por los que investigadores y políticos deberían prestar atención a la segregación laboral por sexo. Entre otros, destacamos los problemas de pérdida de eficiencia que supone el desaprovechamiento del talento de grandes sectores de la población, que además deriva en importantes brechas salariales entre mujeres y hombres.

(2) Dicha conclusión solamente puede ser basada en función de los valores de M . La contribución porcentual masculina y femenina a los valores de I y G es, por construcción, la misma (50 por 100; véase el anexo 1).

(3) Nuevamente, sería deseable disponer de datos más recientes (por ejemplo, del año 2011) para poder estudiar con mayor precisión los efectos de la crisis en la sociedad española. Desgraciadamente, la disponibilidad de datos solamente nos permite llegar hasta el año 2010.

(4) Para poder calcular los niveles de desigualdad y polarización correspondientes a dichas distribuciones, estas han sido truncadas inferiormente en el valor de cero. Esto ha supuesto el truncamiento de una pequeña parte de la cola inferior de las muestras, en ambos años alrededor del 1 por 100 de las mismas.

(5) Para una distribución de renta (y_1, \dots, y_n) con media μ , el coeficiente de Gini se define como:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n^2\mu}.$$

Por otro lado, el indicador generalizado de entropía se define como:

$$GE(\theta) = \begin{cases} \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\theta - 1 \right] & \text{si } \theta \neq 0, 1 \\ \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) & \text{si } \theta = 0 \\ \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right) & \text{si } \theta = 1 \end{cases}$$

(6) Es importante destacar que la inflación no afecta la comparabilidad de los valores de los indicadores de desigualdad entre 2004 y 2010. Tanto el coeficiente de Gini como los indicadores de entropía gene-

ralizada son indicadores relativos que no quedan afectados por aumentos proporcionales de la renta.

(7) Más concretamente, la conclusión es válida para todos los indicadores de desigualdad simétricos, invariantes a homotecias y que satisfagan el principio de transferencias de Pigou-Dalton y el principio de replicación de población (véase FOSTER, 1985).

BIBLIOGRAFÍA

ALONSO-VILLAR, O., y DEL RÍO, C. (2010a), «Gender segregation in the Spanish labor market: An alternative approach», *Social Indicators Research*, vol. 98 (2): 337-362, septiembre.

— (2010b), «Local versus Overall Segregation Measures», *Mathematical Social Sciences*, vol. 60 (1): 30-38, julio.

ANKER, R. (1998), *Gender and jobs: Sex segregation of occupations in the world*, International Labour Office, Ginebra.

DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J., y RAY, D. (2004), «Polarization: Concepts, Measurement and Estimation», *Econometrica* 72(6): 1737-1772.

FOSTER, J. (1985), «Inequality measurement», en Young, H.P. (ed.), *Fair Allocation*, Proceedings of Symposia in Applied Mathematics, volumen 33, Providence, American Mathematical Society, 31-68.

GARRIDO, J. (2000), «La Encuesta de Población Activa desde la perspectiva de los Hogares», *Estadística Española* 42(146): 115-152.

HERRERA, S. (2007), «Individualización social y cambios demográficos: ¿Hacia una segunda transición demográfica?», Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS), Madrid.

HIRDMAN, Y. (1998), «State Policy and Gender Contracts», en DREW, E.; EMEREK, R., y MAHON, E. (eds.), *Women, Work and Family in Europe*, Routledge, Londres, pp. 36-45.

MOIR, H., y SMITH, S. (1979), «Industrial segregation in the Australian labour market», *Journal of Industrial Relations*, 21: 281-291.

RECIO, A. (2011), «Efectos de la crisis sobre las clases trabajadoras», *Papeles de relaciones ecosociales y cambio global*, 113: 45-55.

SHORROCKS, A. (1980), «The class of additively decomposable inequality measures», *Econometrica*, 48: 613-625.

ANEXO 1

LOS INDICADORES DE SEGREGACIÓN LOCAL Y GLOBAL PROPUESTOS POR ALONSO-VILLAR Y DEL RÍO (2010a)

Considérese una economía con $J > 1$ categorías laborales, a la que corresponde un vector de al vector de frecuencias observadas $t = (t_1, \dots, t_J)$. Denotaremos con T a la población total (de manera que $T = \sum_j t_j$) y con $c^g = (c_1^g, \dots, c_J^g)$ al vector de distribución de frecuencias para el grupo g en el que estemos interesados (claramente $c_j^g \leq t_j$). En total, suponemos que tenemos G grupos, y denotaremos con $C^g = \sum_j c_j^g$ al número total de individuos pertenecientes al grupo $g \in \{1, \dots, G\}$. Las medidas de segregación *local* que usaremos en este artículo son las siguientes:

$$G^g = \frac{\sum_{ij} \frac{t_i t_j}{T^2} \left| \frac{c_i^g}{t_i} - \frac{c_j^g}{t_j} \right|}{2 \frac{C^g}{T}} \quad [1]$$

$$D^g = \frac{1}{2} \sum_j \left| \frac{c_j^g}{C^g} - \frac{t_j}{T} \right| \quad [2]$$

$$\Phi_a(c^g; t) = \begin{cases} \frac{1}{a(a-1)} \sum_j \frac{t_j}{T} \left[\left(\frac{c_j^g/C^g}{t_j/T} \right)^a - 1 \right] & \text{si } a \neq 0, 1 \\ \sum_j \frac{c_j^g}{C^g} \ln \left(\frac{c_j^g/C^g}{t_j/T} \right) & \text{si } a = 1 \end{cases} \quad [3]$$

El índice presentado en la ecuación [1] es una variante del clásico Índice de Gini y el presentado en la ecuación [2] es una variante del índice de disimilaridad propuesto por Moir y Selby Smith (1979). Finalmente, el índice presentado en [3] pertenece a una familia de índices relacionada con la familia de entropía generalizada (el valor de a se puede interpretar como un parámetro de aversión a la segregación). Esencialmente, los indicadores G^g , D^g y Φ_a miden de distintas formas el grado de conformidad/similitud entre el vector de proporciones que las respectivas ocupaciones representan (las t_j/T) y el vector de proporciones de los miembros del grupo g en cada una de las ocupaciones (las c_j^g/C^g). Alonso-Villar y Del Río (2010a) presentan y discuten con detalle las diferencias normativas existentes entre los distintos indicadores. Los valores de G^g y D^g están acotados entre 0 y 1, pero los valores de Φ_a no están acotados. En cualquier caso, mayores valores de los indicadores siempre corresponden a mayores niveles de segregación. Por la forma en la que han sido definidos los indicadores, a nivel empírico se observa que los grupos con mayor participación en el mercado laboral tienden a presentar menores niveles de segregación y viceversa. Los cambios en la participación de los grupos a través del tiempo no cambia el valor de los indicadores, siempre que la distribución proporcional de sus miembros a través de las distintas ocupaciones no se vea alterada.

Observando los indicadores [1], [2] y [3] puede verse que cada uno de ellos estima el nivel de segregación asociado específicamente al grupo g . A continuación presentamos los indicadores de segregación *global* que usaremos en esta sección (es decir, los indicadores que miden el nivel de segregación de toda la población).

$$G = \sum_g \frac{C^g}{T} G^g \quad [4]$$

$$I_p = \sum_g \frac{C^g}{T} D^g \quad [5]$$

$$M = \sum_g \frac{C^g}{T} \Phi_1(c^g; t) \quad [6]$$

Como puede observarse, los indicadores globales de las ecuaciones [4], [5] y [6] se obtienen a partir de la suma de los correspondientes indicadores locales ponderados por el peso poblacional de cada grupo. Dichas ecuaciones permiten conocer fácilmente la contribución porcentual de cada grupo g al nivel de segregación global.

ANEXO 2

NIVELES DE SEGREGACIÓN LOCAL POR TIPOLOGÍA DE HOGARES

CUADRO A1

SEGREGACIÓN LOCAL POR TIPOLOGÍA DE HOGARES (1999-2002)

	$\Phi_{0,1}$	$\Phi_{0,5}$	Φ_1	Φ_2	D^0	G^0	Distr. (Porcentaje)
H_Tip1	0,160	0,143	0,132	0,129	0,199	0,280	3,4
H_Tip2	0,284	0,271	0,282	0,374	0,297	0,403	1,9
H_Tip3	0,213	0,196	0,184	0,185	0,244	0,334	26,6
H_Tip4	0,154	0,133	0,117	0,102	0,195	0,257	10,8
H_Tip5	0,172	0,155	0,141	0,129	0,220	0,292	19,1
H_Tip6	0,201	0,175	0,156	0,143	0,229	0,306	36,5
H_Tip7	0,222	0,181	0,166	0,166	0,230	0,315	0,9
H_Tip8	0,478	0,431	0,430	0,559	0,376	0,501	0,8
M_Tip1	0,808	0,552	0,437	0,402	0,375	0,496	3,5
M_Tip2	0,815	0,599	0,522	0,579	0,407	0,547	2,2
M_Tip3	0,632	0,485	0,405	0,379	0,360	0,483	26,6
M_Tip4	0,586	0,408	0,313	0,253	0,316	0,408	13,2
M_Tip5	0,611	0,447	0,353	0,303	0,332	0,442	17,7
M_Tip6	0,679	0,479	0,382	0,347	0,337	0,461	28,2
M_Tip7	0,874	0,632	0,552	0,688	0,387	0,548	7,3
M_Tip8	2,246	1,117	0,991	1,608	0,544	0,710	1,3

Notas:

H = Hombres, M = Mujeres.

Clave de tipología de hogares: Tip1: Unipersonal; Tip2: Sin núcleo; Tip3: Hijo; Tip4: Parejas sin hijos; Tip5: En pareja con un hijo; Tip6: En pareja con dos o más hijos; Tip7: Monoparental; Tip8: Fuera de núcleo en hogar con núcleo.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA.

CUADRO A2

SEGREGACIÓN LOCAL POR TIPOLOGÍA FAMILIAR 2008-2011

	$\Phi_{0,1}$	$\Phi_{0,5}$	Φ_1	Φ_2	D^0	G^0	Distr. (Porcentaje)
H_Tip1	0,163	0,144	0,128	0,112	0,202	0,270	6,6
H_Tip2	0,332	0,303	0,297	0,345	0,320	0,425	3,0
H_Tip3	0,239	0,216	0,200	0,197	0,262	0,352	19,7
H_Tip4	0,215	0,189	0,168	0,151	0,244	0,314	16,0
H_Tip5	0,252	0,218	0,194	0,177	0,259	0,341	21,8
H_Tip6	0,260	0,224	0,199	0,181	0,259	0,345	30,3
H_Tip7	0,265	0,221	0,204	0,202	0,263	0,353	1,2
H_Tip8	0,705	0,590	0,583	0,829	0,439	0,572	1,4
M_Tip1	0,886	0,441	0,322	0,261	0,312	0,414	5,2
M_Tip2	1,228	0,664	0,526	0,540	0,406	0,548	2,6
M_Tip3	0,616	0,457	0,379	0,353	0,363	0,470	16,8
M_Tip4	0,561	0,387	0,290	0,225	0,298	0,385	17,8
M_Tip5	0,533	0,390	0,310	0,262	0,313	0,414	21,1
M_Tip6	0,566	0,395	0,311	0,264	0,306	0,415	26,5
M_Tip7	0,662	0,470	0,384	0,378	0,335	0,465	8,1
M_Tip8	1,999	1,103	1,008	1,596	0,567	0,717	1,9

Notas:

H = Hombres, M = Mujeres.

Clave de tipología de hogares: Tip1: Unipersonal; Tip2: Sin núcleo; Tip3: Hijo; Tip4: Parejas sin hijos; Tip5: En pareja con un hijo; Tip6: En pareja con dos o más hijos; Tip7: Monoparental; Tip8: Fuera de núcleo en hogar con núcleo.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EPA.

COLABORACIONES

III.
FISCALIDAD Y DESIGUALDAD ECONÓMICA

LA CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA DEL SISTEMA ESPAÑOL DE PRESTACIONES E IMPUESTOS (*)

Olga Cantó

Universidad de Alcalá y EQUALITAS

Resumen

El sistema de impuestos y prestaciones español resulta ser uno de los menos efectivos en redistribuir las rentas familiares de todos los países de la Unión Europea. Desde 2005 se han llevado a cabo importantes reformas del sistema tanto durante el ciclo expansivo de la economía española como durante la crisis a través de las «medidas de austeridad» ligadas a la consolidación fiscal. Este trabajo presenta un análisis de los efectos redistributivos de las distintas políticas del sistema en el periodo 2005 y 2011, comparando su efectividad en la reducción de la desigualdad de rentas familiares con la que tienen instrumentos similares en otros países de nuestro entorno.

Palabras clave: sistema de prestaciones e impuestos, redistribución, microsimulación, España.

Abstract

The Spanish Tax-Benefit system is one of the least effective in achieving a better distribution of household incomes of those in place in the European Union. Since 2005, a variety of tax and benefit reforms have been undertaken, early ones as a result of an expansionary economic cycle and more recent ones during the crisis linked to austerity measures (rising taxes and cutting benefits) within a large fiscal consolidation policy. This paper assesses the evolution of the redistributive effects of the Spanish Tax-Benefit system policies from 2005 to 2011 comparing their effectiveness in reducing disposable income inequality with that of similar instruments in place in other countries.

Key words: Tax-Benefit systems, redistribution, microsimulation, Spain.

JEL classification: H23, H53, D3, D63.

I. INTRODUCCIÓN

EN los últimos veinte años, como subraya el informe de la OCDE (2011), el papel de los sistemas de prestaciones e impuestos en la determinación del nivel de desigualdad de rentas existente de los países desarrollados ha sido cada vez más importante debido a la creciente brecha entre las rentas de mercado de hogares situados en colas opuestas de la distribución de ingresos. Así, aunque la dimensión del efecto redistributivo de las políticas sociales en los países de la OCDE se estuvo incrementando hasta los años noventa, desde entonces su impacto se ha ido reduciendo por la caída de la capacidad de redistribución de prestaciones e impuestos que, inevitablemente, ha aumentado la brecha entre la renta disponible de los hogares ricos y los pobres. En la mayoría de los países esta tendencia ha estado íntimamente ligada a reformas sucesivas de las prestaciones que limitan el número de individuos que pueden acceder a ellas o reducen sus cuantías junto con una creciente reducción de la progresividad de los impuestos personales y sobre los beneficios y la eliminación de gran parte de la imposición sobre la riqueza.

En general, los sistemas de impuestos y prestaciones de corte europeo reducen de forma relevante la desigualdad de rentas de mercado si los comparamos con los de otros países en el contexto mundial. En todo caso, los resultados de varios estudios para los años noventa del pasado siglo, como Förster

y Mira d'Ercole (2005) o Immervoll *et al.* (2006), identifican también grandes diferencias entre los distintos países que conforman la Unión Europea (UE). Los sistemas de Finlandia, Dinamarca, Bélgica y Austria destacan por reducir la desigualdad de rentas en más de un 45 por 100, mientras que los de países como Portugal, Italia, Grecia, Irlanda y España solo consiguen alcanzar un efecto reductor de la desigualdad de alrededor de un 30 por 100.

El actual sistema de impuestos y prestaciones español está muy condicionado, por un lado, por el considerable peso del sistema de pensiones contributivas y, por otro lado, por las reformas impositivas llevadas a cabo a lo largo de los noventa y principios de este siglo, como ya apuntaban Ayala y Sastre (2007). Las reformas fiscales realizadas desde finales de los años noventa hasta el inicio de la crisis económica se situaron en un contexto, generalizado en muchos países de la OCDE, de bajada de tipos impositivos sobre la renta personal con tendencia a la disminución de los tipos marginales máximos y aplanamiento de las tarifas con la reducción del número de tramos, como señalan Ruiz-Huerta *et al.* (2011). Así, en general, estos cambios fueron trasladando, cada vez en mayor medida, una parte importante del objetivo de transformación activa de la distribución de la renta al ámbito de los gastos públicos. Desgraciadamente, a día de hoy todavía encontramos pocos trabajos empíricos que analicen la efectividad de las prestaciones monetarias públicas en

la reducción de la desigualdad de rentas familiares. Esto se debe fundamentalmente a las dificultades que se encuentran los investigadores para identificar las distintas prestaciones en el montante total de los ingresos familiares en las encuestas de hogares disponibles. En este trabajo aprovechamos la reciente actualización de una herramienta de simulación de impuestos y prestaciones para los países de la Europa de los 27 (Euromod) que nos permite identificar gran parte de las prestaciones públicas de carácter monetario que forman parte de los ingresos de las familias españolas. Así, en concreto, analizamos en qué medida podemos atribuir a las diferentes prestaciones y al impuesto sobre la renta la reducción de la desigualdad que se observa entre la renta bruta y la disponible de los hogares españoles en el periodo 2005-2011 y, también, comparar el papel de cada una de estas políticas en la redistribución de rentas con los que tienen instrumentos similares en otros países de la Unión Europea. El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección II describe los datos y nuestra estrategia de simulación. La sección III detalla la metodología que utilizamos en términos de medidas de desigualdad y redistribución, y la sección IV presenta los principales resultados. En la sección V recogemos las principales conclusiones del análisis.

II. ¿QUÉ ES LA MICROSIMULACIÓN DE IMPUESTOS Y PRESTACIONES?

Un modelo de microsimulación es una representación de la realidad que nos permite comprender mejor el funcionamiento de un determinado sistema de políticas públicas. Estas técnicas consisten en simular estados y comportamientos de diferentes unidades de una población ante distintos estados de la naturaleza, de manera que podamos evaluar la situación económica de un individuo u hogar antes y después de la aplicación de una determinada política. De ese modo, estas herramientas son extremadamente útiles para evaluar tanto los efectos de cambios efectivamente llevados a cabo en una determinada política pública como para hacer hipótesis de políticas inexistentes y evaluar sus potenciales efectos sobre la renta disponible de las familias (1).

Para la medición del efecto redistributivo de las políticas ya existentes en un determinado momento no es absolutamente necesario el uso de un microsimulador, ya que los propios datos estadísticos de renta declarados por las familias en las encuestas nos podrían servir para analizar la desigualdad con y sin una determinada política impositiva o de pres-

taciones. De hecho, los trabajos pioneros en este tema en nuestro país, como Bandrés (1993), Pazos y Salas (1996), Manresa *et al.* (1996), y otros posteriores como Calonge y Manresa (1997), García *et al.* (1997) y Calonge y Rodríguez (1998), siguieron fundamentalmente esa metodología. En todo caso, utilizar un modelo de microsimulación para medir el efecto redistributivo de las políticas frente a calcularlo a través de los valores observados de renta en la encuesta a las familias tiene tres ventajas fundamentales, como señalan Avram *et al.* (2012). En primer lugar, podemos llegar a un mayor grado de detalle en la identificación de las distintas prestaciones del sistema y, además, podemos realizar nuestra propia clasificación por tipos de prestaciones. En segundo lugar, el modelo tiene un importante potencial para mejorar la medición de las cuantías efectivamente percibidas por cada prestación concreta, sobre todo en aquellas que están condicionadas por la renta familiar, ya que simula cada prestación individualmente. Finalmente, la microsimulación nos permite analizar el efecto neto sobre la desigualdad de las políticas más recientes, en nuestro caso las de 2011, sin esperar a que los datos de rentas de las familias en ese periodo estén disponibles.

En el ámbito de las ciencias sociales, ya a finales de los años cincuenta, Orcutt (1957) escribió un artículo seminal que describe las ventajas del uso de las técnicas de microsimulación aplicadas al comportamiento económico y social de la población, y, como subraya el profesor Atkinson en la introducción del libro de Bargain (2007), «el progreso de esta disciplina en economía fue lento al inicio, lastrado por la falta de potencia de la tecnología de computación y la inexistencia de datos socioeconómicos adecuados». En cambio, ya desde finales de los años ochenta muchos países europeos comenzaron a utilizar estos modelos para evaluar el grado de redistribución de su sistema y valorar posibles reformas de sus políticas, tanto de impuestos como de cotizaciones y prestaciones sociales.

En el caso español, la disciplina se desarrolló algo más tarde que en otros países de nuestro entorno y a mediados de los noventa aparecieron las primeras herramientas de este tipo. Con ellas los estudios de Onrubia y Sanz (2003) y De las Heras *et al.* (2004) evalúan la redistribución y progresividad del impuesto sobre la renta utilizando un modelo de microsimulación de carácter estrictamente fiscal basado en datos de registros de declarantes de la Agencia Tributaria. Estos modelos, aunque proporcionan una gran precisión en el cálculo del montante recaudatorio que supone cambios en el impuesto, carecen

de información suficiente para construir el hogar económico, pieza clave en el análisis de la desigualdad y el bienestar. En contraste, los modelos que parten de bases de datos de encuestas sobre condiciones de vida de las familias y que integran las políticas de gasto e ingreso tienen la gran ventaja de que la información de partida ya está organizada en hogares económicos, lo que les permite evaluar de forma sencilla el efecto de cambios en las políticas sobre la desigualdad y la pobreza. La desventaja de estos suele ser habitualmente que el grado de detalle de la información disponible en la encuesta para identificar algunas partidas del impuesto sobre la renta es limitada y, por tanto, su capacidad para cuadrar de forma ajustada los resultados oficiales de recaudación es menor que la de los simuladores basados en registros de declarantes.

A finales de los años noventa se completó el primer modelo de simulación de políticas públicas español, que integraba políticas de ingreso y gasto y que partía de datos de renta y características del hogar procedentes de encuestas a las familias. Este simulador se denominó Espasim y estuvo actualizado hasta 2003 (Levy *et al.*, 2001; Labeaga y Mercader-Prats, 2001; Levy y Mercader-Prats, 2001 y 2003) (2). Este modelo conformaba la parte española de un proyecto más amplio denominado Euromod, que tenía como objetivo comparar los efectos redistributivos de las políticas de varios países europeos dentro una única plataforma. Su uso permitió abordar, por vez primera, el análisis del impacto distributivo de las políticas de ingreso y gasto de forma conjunta y comparable para muchos países de la UE en los trabajos de Immervoll (2004) e Immervoll *et al.* (2006). De esta manera, para el caso español, y a pesar de que Espasim ha quedado desactualizado, el nuevo microsimulador de Euromod profundamente revisado y actualizado hasta 2011 nos permitirá calcular los efectos redistributivos de las principales políticas monetarias para un periodo de siete años.

Euromod es un modelo de microsimulación *tax-benefit* (de impuestos y prestaciones) (3) que calcula, a partir de la información sobre ingresos individuales brutos procedentes de encuestas de hogares, el montante que debe satisfacer el individuo por el impuesto sobre la renta y las cotizaciones sociales y, también, el valor monetario de las prestaciones a las que tiene derecho, basándose siempre en las reglas del sistema de prestaciones e impuestos en vigor en cada momento. Así, conociendo además la estructura del hogar al que el individuo pertenece, es posible calcular la renta disponible de cada hogar de un determinado país y, por consi-

guiente, evaluar los efectos distributivos (cambios en la desigualdad y/o la pobreza) de las políticas, medir el coste de hipotéticas reformas e incluso valorar opciones de mecanismos de financiación de las mismas. En general, las políticas de ingreso y gasto integradas en el modelo conforman la base principal de la actuación del Estado en los diferentes países de la UE, por lo que, a pesar de que el modelo no es capaz de simular absolutamente todas las políticas existentes, sí consigue cubrir de forma bastante completa las más relevantes.

Para el funcionamiento de la herramienta se dispone, por un lado, de datos estadísticos de renta y de características individuales y familiares a partir de encuestas de hogares (4) y, por otro, de un conjunto de parámetros (susceptibles de modificación) que recogen toda la información de interés para el diseño concreto de las políticas impositivas y de prestaciones de cada año (sistema de políticas). Toda esta información confluye en el modelo que internamente ejecuta los cálculos y produce ficheros de resultados que incluyen la renta disponible de cada individuo tras la aplicación de un sistema de políticas.

En el caso español, Euromod permite simular el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) en su parte más importante, exceptuando el tratamiento fiscal de ganancias y pérdidas patrimoniales, las reglas diferenciales de los territorios forales y algunas deducciones regionales muy específicas. También permite calcular las cotizaciones sociales con un importante grado de detalle, es decir, identificando, de forma separada, el régimen general, el régimen agrario, el régimen de los empleados por cuenta propia y las cotizaciones sociales de los desempleados. Además, en cuanto a las prestaciones sociales, el modelo es capaz de simular de forma prácticamente completa (es decir, teniendo en cuenta todos los parámetros que son susceptibles de cambiar en la prestación) las pensiones no contributivas por vejez y viudedad, los complementos de mínimos, las Rentas Mínimas de las Comunidades Autónomas (CC.AA.), las prestaciones por hijo a cargo nacionales y de las CC.AA. y otras prestaciones familiares. Las que solo se simulan parcialmente (es decir, no se tienen en cuenta todos los parámetros que son susceptibles de cambio) son las prestaciones contributivas y no contributivas por desempleo y la Renta Activa de Inserción, ya que estas necesitan de alguna información laboral retrospectiva del trabajador que no está disponible en la fuente de datos estadísticos y, por tanto, su valor se toma de la información sobre prestaciones que ofrecen los datos de la encuesta a las familias.

III. METODOLOGÍA: ¿CÓMO MEDIMOS EL IMPACTO REDISTRIBUTIVO?

La metodología que vamos a utilizar para analizar los efectos redistributivos de cada una de las políticas es simple e intuitiva. El efecto igualador de un sistema de prestaciones e impuestos a lo largo del tiempo se puede analizar a través del cálculo de índices de desigualdad para distintos conceptos de rentas. De este modo, si entendemos el efecto redistributivo como la brecha entre la desigualdad antes del impuesto (o la transferencia) y la desigualdad después del impuesto (o la transferencia) como es habitual en esta literatura, la distancia entre la desigualdad de las rentas primarias y la de la renta disponible nos permite medir este efecto año a año (5).

Como indicador básico de desigualdad de rentas utilizaremos el Índice de Gini, un índice completo de desigualdad. Este indicador, como señalan Gradín *et al.* (2004), asocia a cada distribución de renta un número real que refleja sintéticamente su nivel de desigualdad y permite cuantificar lo alejada que se encuentra una distribución de rentas de la distribución perfectamente igualitaria (Gradín y del Río, 2001). Es importante señalar, en todo caso, que dada su completitud, el Índice de Gini incorpora una sensibilidad particular a las transferencias de renta que se producen entre individuos situados en la parte baja de la distribución. Esta medida de desigualdad se construye como el cociente entre la media aritmética de las diferencias absolutas entre los n^2 pares de rentas individuales de toda la distribución y el doble de la renta media de la distribución, por lo que su expresión analítica es:

$$G(x) = \frac{\left(\frac{1}{n^2}\right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2\mu_x}$$

Donde x_i y x_j son los valores de rentas de dos individuos de la población y n es el total de individuos que la conforman. El índice toma valores entre 0 y 1 cuando consideramos únicamente rentas no negativas y permite una interpretación muy intuitiva de la desigualdad, ya que el valor 1 refleja la máxima desigualdad posible y el valor 0 la mínima. En el análisis del impacto redistributivo de las diferentes políticas de impuestos y transferencias que realizamos en el siguiente apartado vamos a medir el efecto redistributivo de una determinada política como el cociente de la diferencia de los Índices de Gini antes y después de aplicar la política y el Índice de

Gini antes de la política. En concreto tendremos que el impacto redistributivo de la política i será:

$$IR_i = \frac{G_i^a - G_i^d}{G_i^a}$$

donde G_i^a es el Índice de Gini de la distribución de renta antes de aplicar la política y G_i^d es el Índice de Gini después de aplicarla. En el caso de que pretendamos atribuir los efectos redistributivos a una política dentro del conjunto que actúa a la vez, seguiremos un orden lo más similar posible a lo que sucede en la realidad. Es decir, en primer lugar aplicamos a la renta bruta del individuo el incremento de renta que suponen las transferencias de las pensiones y las prestaciones tanto contributivas como no contributivas, posteriormente reducimos el peso de las cotizaciones sociales y finalmente reducimos esta renta en el montante del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas para obtener la renta disponible final.

Así, definiremos varios conceptos de renta:

— *Renta primaria o de mercado*, que incluye todos los ingresos brutos por empleo (tanto por cuenta propia como ajena) y los rendimientos del capital y de la propiedad (6).

— *Renta después de pensiones contributivas*, que añade a las rentas primarias los ingresos brutos por pensiones de carácter contributivo (vejez, invalidez, viudedad, orfandad).

— *Renta después de todas las prestaciones*, que suma al concepto anterior todas las prestaciones del sistema (tanto condicionadas como no condicionadas por renta) (7).

— *Renta neta de cotizaciones*, que sustrae del concepto anterior los pagos realizados por cotizaciones del empleado (tanto por cuenta ajena como por cuenta propia).

— *Renta disponible* o renta después de impuestos, que reduce la renta anterior en el montante del pago del Impuesto sobre la Renta (8).

IV. LOS EFECTOS REDISTRIBUTIVOS DEL SISTEMA DE PRESTACIONES E IMPUESTOS ESPAÑOL

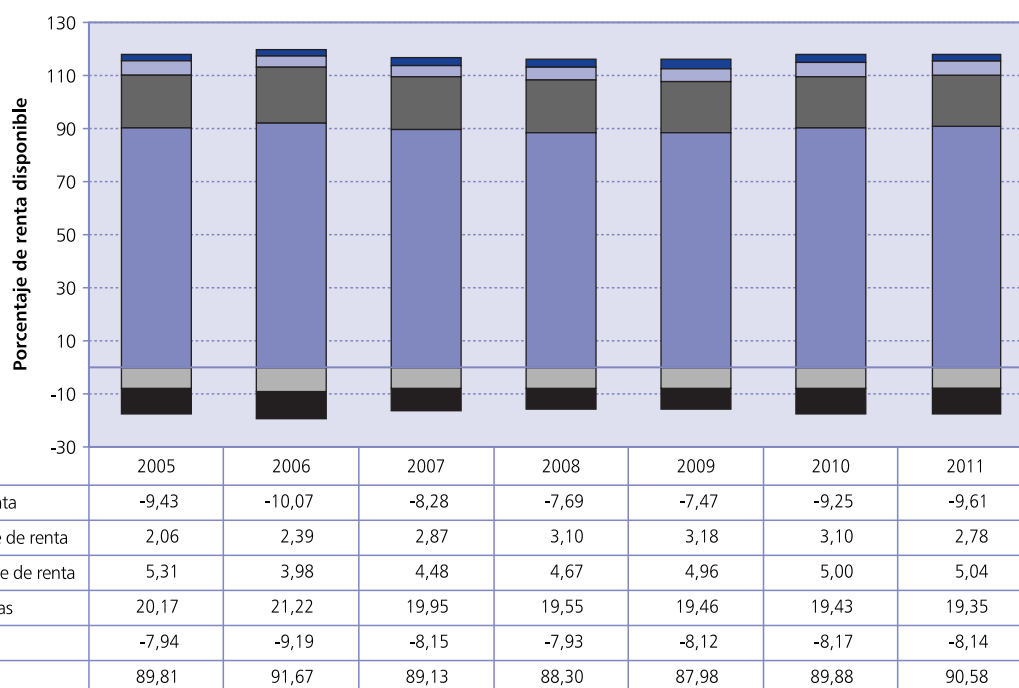
A partir de los distintos conceptos de renta delimitados anteriormente identificamos partidas positivas

y negativas dentro de la renta disponible de los hogares: las positivas serían la renta de mercado, las pensiones contributivas, las prestaciones condicionadas y no condicionadas por renta; y las negativas serían las cotizaciones sociales del empleado y el impuesto sobre la renta. Con esta clasificación de rentas calculamos el porcentaje de cada tipo de renta que recibe el hogar medio y en el gráfico 1 presentamos la composición de la renta disponible de los hogares en términos del peso de cada componente de renta en el total a lo largo de los siete años analizados. Es importante señalar que en esta descomposición no incluimos el pago de otros impuestos distintos del impuesto sobre la renta (como el IVA, impuestos especiales, impuesto sobre el patrimonio, impuestos sobre la propiedad o impuestos locales) o la percepción de servicios en especie por parte de las familias ligados a otros gastos

públicos como la sanidad y la educación, por ejemplo. En todo caso, estos datos nos dan una valiosa información sobre cuánto añade la acción del Estado monetariamente a las rentas de mercado de los hogares a través de diferentes tipos de prestaciones y cuánto se reducen las rentas de las familias por las cantidades que sus miembros pagan por cotizaciones sociales y por el impuesto sobre la renta.

En general, como indican Paulus *et al.* (2009), si la renta de mercado o primaria fuese el cien por cien de la renta disponible, los impuestos directos y las prestaciones monetarias se compensarían, es decir, el hogar medio recibiría en prestaciones lo mismo que paga en impuestos. Además, la suma de los pesos de todos los componentes de la renta disponible distintos de la renta de mercado y expresados en función

GRÁFICO 1

COMPOSICIÓN DE RENTAS DE LOS HOGARES EN PROPORCIÓN A SU RENTA DISPONIBLE**Porcentaje de la renta disponible equivalente del hogar que supone cada componente****(Escala OCDE modificada)**

Nota: (*) La renta de mercado o primaria incluye rentas brutas del empleo, autoempleo y de capital calculadas antes de cotizaciones sociales (del empleado) y excluyendo también todas las transferencias monetarias por pensiones contributivas y no contributivas, además de cualquier otra prestación pública por desempleo, invalidez u otros. La renta disponible suma a la renta original todas las pensiones tanto contributivas como no contributivas y todas las prestaciones monetarias públicas, y resta tanto las cotizaciones sociales como los pagos por el impuesto sobre la renta (IRPF).

Fuentes: Euromod 5.37. Los cálculos del microsimulador referentes a 2005 utilizan la información de rentas de ese año (*Encuesta de Condiciones de Vida*, 2006), los de 2006 utilizan la información de rentas de ese año (*Encuesta de Condiciones de Vida*, 2007) y el resto de los cálculos tienen como año base las rentas de 2007 (*Encuesta de Condiciones de Vida*, 2008).

de esta nos proporciona una idea de la dimensión del sistema de impuestos y prestaciones de un país. Esta dimensión refleja también el potencial redistributivo de su sistema ya que, como subrayan recientemente Avram *et al.* (2012), cuanto más grande es el sistema de prestaciones e impuestos, menor será la parte de renta familiar procedente de rentas de mercado y mayor el potencial redistributivo de este.

En nuestro país, como podemos ver en el gráfico 1, la suma de la renta de mercado y las pensiones contributivas supone alrededor de un 110 por 100 de la renta disponible de los hogares, a lo que se suma otro 7 por 100 que proviene de otras prestaciones. Este 17 por 100 de pagos al Estado se divide entre un 8 por 100 de cotizaciones sociales y un 9 por 100 de impuesto sobre la renta. En general, en los países de la UE-15 el Impuesto sobre la Renta suele tener mayor peso que las cotizaciones sociales del empleado en el montante de pagos de los hogares; como indican Paulus *et al.* (2009) esto sucede en todos los países excepto en Grecia, Francia, Países Bajos y Eslovenia. En contraste, en países como Dinamarca, Suecia o Finlandia el peso del impuesto sobre la renta es mucho más alto que el de las cotizaciones, mientras que en España estos pesos están más igualados.

En términos de las prestaciones, la partida más importante con diferencia es la de las pensiones contributivas, que supone alrededor del 20 por 100 de la renta de un hogar medio. El peso de la siguiente partida de prestaciones, las transferencias monetarias condicionadas por renta (9), es cuatro veces menor que el de estas pensiones: solo un 5 por 100. Finalmente, el peso de las prestaciones no condicionadas por renta (10) es aún más pequeño, ya que solo suponen un 3 por 100 de la renta total disponible de los hogares, uno de los más bajos de la UE-15 (junto con Países Bajos, Portugal y Grecia).

En cuanto a la evolución temporal del peso de cada componente de ingresos en la renta disponible de los hogares, los resultados del gráfico 1 indican que el pago de impuesto sobre la renta siguió una ligera tendencia descendente entre 2005 y 2009, pasando de reducir un 9,4 por 100 la renta disponible en 2005 a hacerlo únicamente un 7,4 por 100 en 2009. A partir de ese momento esta tendencia cambió y el peso del impuesto comenzó a subir, llegando en 2010 y 2011 a reducir hasta en un 9,2 y un 9,6 por 100 la renta disponible del hogar medio, respectivamente.

Las prestaciones en su conjunto han mantenido su peso en la renta disponible de los hogares espa-

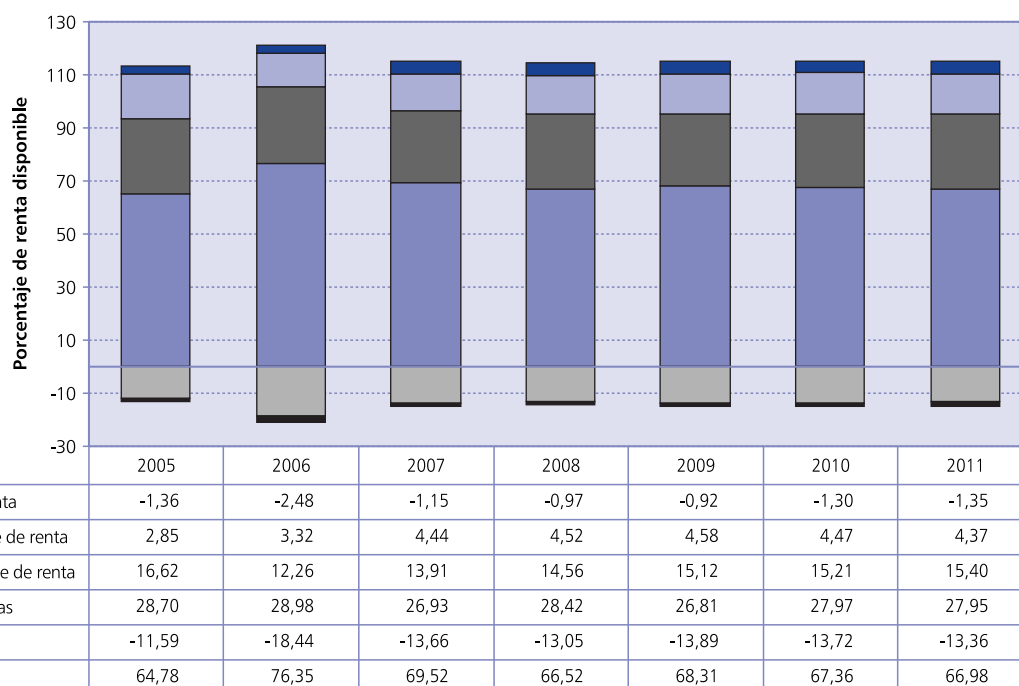
ñoles durante todo el periodo de análisis. Es importante señalar, en todo caso, que esta estabilidad en el peso de las prestaciones esconde una pequeña reducción del peso de las pensiones y un ligero aumento de las prestaciones universales (sin condición de renta). Este aumento, aunque algo menor que el descenso de peso del impuesto sobre la renta, subió el peso de estas prestaciones de un 2 a un 3,2 por 100 entre 2005 y 2009. Este proceso se frenó en 2009 e incluso se revirtió entre 2009 y 2011.

Sabemos, de todos modos, que estos resultados únicamente reflejan el efecto del sistema de prestaciones e impuestos sobre el hogar español medio y no diferencian el distinto efecto que cada uno de estos componentes de renta tiene sobre diferentes tipos de hogares de la población. Es evidente que la estructura de ingresos y pagos de los hogares está muy condicionada por su posición en la distribución de la renta, por lo que resulta particularmente interesante analizar la composición de los ingresos de los hogares en diferentes puntos de esta. Así, en los gráficos 2 y 3 presentamos la composición de las rentas de los hogares en el primer y último quintil de renta disponible, que, como se puede apreciar, son claramente diferentes, precisamente por la acción de los impuestos y de las prestaciones.

El porcentaje de renta de mercado en la renta disponible de los hogares más ricos es significativamente mayor que en los más pobres. Solo un 65 por 100 de las rentas de los hogares más pobres está compuesto por rentas de mercado, mientras que las pensiones contributivas para estos hogares suponen de media un 28 por 100 y el resto de prestaciones otro 20 por 100 (15 por 100 condicionadas por renta y casi un 5 por 100 universales). Las cotizaciones sociales para este grupo implican una reducción importante de su renta, alrededor de un 13 por 100 (11), y sus pagos por impuesto sobre la renta reducen sus ingresos únicamente un 1,3 por 100. En contraste, el 115 por 100 de la renta disponible de los hogares más ricos proviene de rentas de mercado, mientras que el peso de las pensiones contributivas es bajo (alrededor de un 10 por 100) y los ingresos por otras prestaciones no alcanzan el 2 por 100 del total de su renta disponible. Para este grupo de hogares, las cotizaciones reducen su renta disponible en un 7 por 100 y el impuesto sobre la renta en un 22 por 100.

En cuanto a la evolución temporal de estos pesos, se observa que entre 2005 y 2007 las prestaciones condicionadas por renta fueron aumentando su peso particularmente para los hogares del primer

GRÁFICO 2

**COMPOSICIÓN DE RENTAS DE LOS HOGARES EN PROPORCIÓN A SU RENTA DISPONIBLE:
HOGARES EN EL PRIMER QUINTIL DE RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE****Porcentaje de la renta disponible equivalente del hogar que supone cada componente
(Escala OCDE modificada)**

Nota: Véase gráfico 1.

Fuente: Elaboración propia con Euromod 5.37.

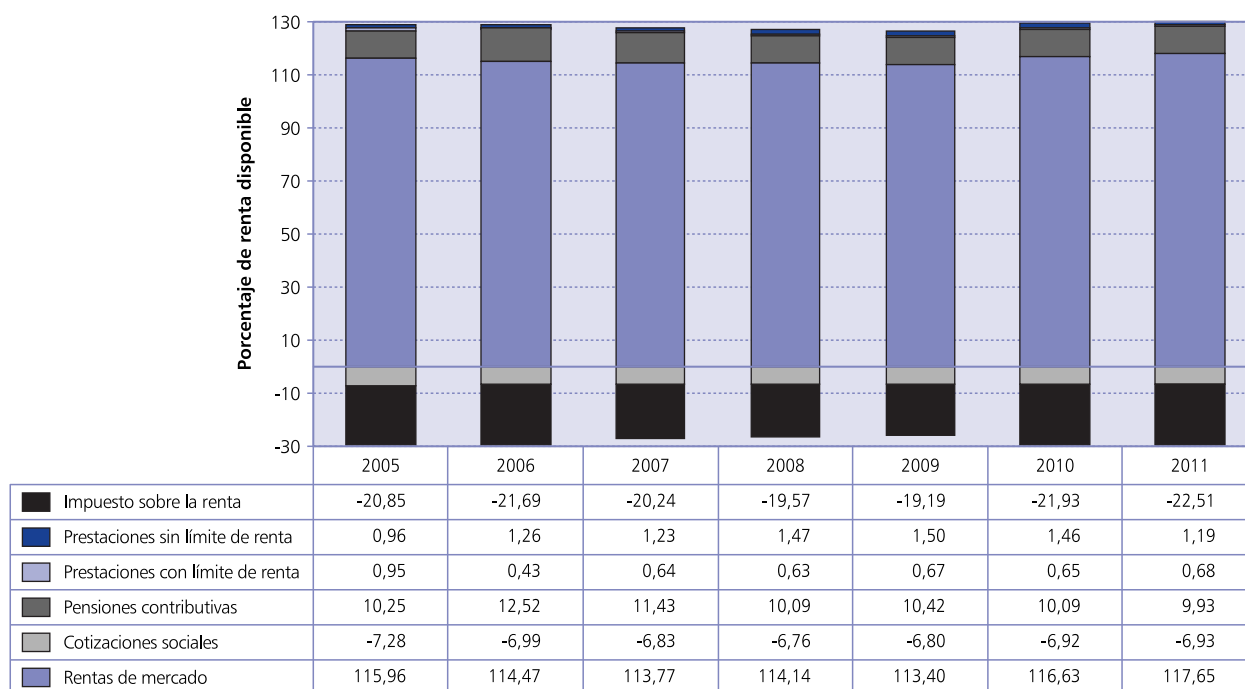
quintil, pasando de un 2,8 a un 4,4 por 100 de su renta disponible. Este incremento está ligado fundamentalmente a la mejora de la cuantía de la prestación por hijo a cargo y a la creación de prestaciones familiares en varias CC.AA. El incremento de las ayudas por vivienda a través de, por ejemplo, *la renta de emancipación* podría haber impulsado este efecto también, pero su creación a finales de 2007 hace que su alcance todavía no se pueda reflejar en la información de la encuesta que utilizamos en este análisis. A partir de 2007, el peso de las prestaciones condicionadas por renta se estabilizó hasta el final del periodo de análisis, y la reducción en la cuantía de la prestación por hijo a cargo y los recortes en algunas prestaciones familiares de las CC.AA. no la han reducido significativamente, ya que, a la vez, han aumentado los subsidios por desempleo. El hecho de que estas prestaciones no hayan aumentado prácticamente su peso en la renta disponible de los

hogares del quintil más alto en todo el periodo, como refleja el gráfico 3, apoyaría la idea de que en el periodo anterior a la crisis podrían haber incrementado su efecto redistributivo hacia los hogares más pobres.

Finalmente, nuestros resultados subrayan que las reformas en el impuesto sobre la renta durante el periodo expansivo hicieron que para los hogares del último quintil este impuesto perdiera algo de peso entre 2005 y 2009 (un punto porcentual aproximadamente) que el impuesto recuperó rápidamente entre 2009 y 2010 con los cambios introducidos por la consolidación fiscal. Así, en 2011 el impuesto supone hasta el 22,5 por 100 de la renta disponible de los hogares más ricos. En contraste, en los hogares más pobres el peso del impuesto es poco más del 1 por 100 de su renta disponible y se mantuvo constante a lo largo de todo el periodo. Este resul-

GRÁFICO 3

**COMPOSICIÓN DE RENTAS DE LOS HOGARES EN PROPORCIÓN A SU RENTA DISPONIBLE:
HOGARES EN ÚLTIMO QUINTIL DE RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE**
Porcentaje de la renta disponible equivalente del hogar que supone cada componente
(Escala OCDE modificada)



Nota: Véase gráfico 5.

Fuente: Elaboración propia con Euromod 5.37.

tado, condicionado por lo que esté pasando en el resto de quintiles de renta, apoyaría la idea de que el Impuesto sobre la Renta redujo ligeramente su efecto redistributivo durante el periodo 2005-2009 y que lo podría haber vuelto a recuperar en los dos últimos años del análisis.

El objetivo fundamental y común a todos los sistemas de prestaciones e impuestos es la reducción de la desigualdad de rentas de mercado de las familias. Sin embargo, lo que demuestran los distintos estudios sobre el tema es que no todos los sistemas lo consiguen en la misma medida. Los resultados de Paulus *et al.* (2009) para mediados de la década pasada apuntan a que los sistemas de países como Hungría y Bélgica y los de los países nórdicos resultan ser los más igualadores en el contexto europeo. En contraste, los sistemas de Italia, Países Bajos y España son los menos redistributivos. Además, en el

caso de España llama poderosamente la atención que más de la mitad del efecto redistributivo se produce a través de las pensiones públicas, situación que dentro de la UE-15 solo se da en nuestro país y en Grecia.

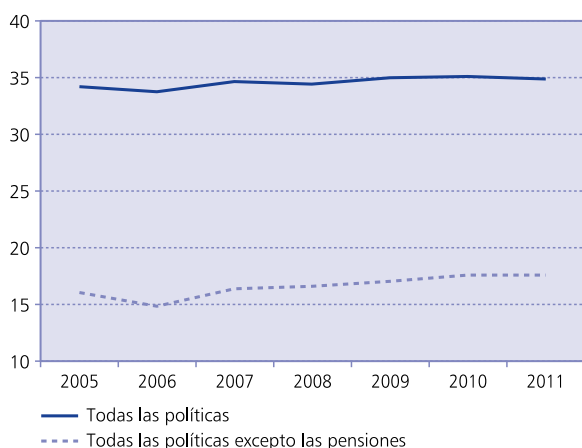
En el gráfico 4 presentamos un cálculo similar pero expresando esa brecha en porcentaje de la renta bruta de los hogares, lo que nos da una mejor idea del peso de la redistribución del sistema. Además, en ese mismo gráfico distinguimos entre la reducción que supone la actuación de todo el sistema y aquella atribuible solo a aquellas políticas distintas de las pensiones contributivas.

Los resultados nos sugieren que el efecto redistributivo atribuible a las distintas políticas monetarias públicas experimentó pocos cambios antes de la crisis y que el efecto reductor de la desigualdad

GRÁFICO 4

EFFECTO REDISTRIBUTIVO ATRIBUIDO A TODO EL SISTEMA DE PRESTACIONES E IMPUESTOS ESPAÑOL, 2005-2011

Diferencia entre el Índice de Gini de la renta individual equivalente (escala OCDE modificada) antes y después de cada política (porcentaje de la renta antes de la política)



Nota: Los Índices de Gini están calculados haciendo cero algunas rentas negativas.

Fuente: Elaboración propia con Euromod 5.37.

en España se mantuvo cercano a un 35 por 100 del valor de la desigualdad observada en las rentas primarias. Esto estaría en consonancia con lo que han obtenido otros trabajos que subrayan que el impacto redistributivo de nuestro sistema, a mediados de la pasada década, se situaba claramente por debajo de la media de los sistemas de prestaciones e impuestos europeos que reducen la desigualdad de rentas primarias en aproximadamente un 40 por 100 (Kristjánsson, 2011).

En esta misma línea, otros autores como Paulus *et al.* (2009) y Avram *et al.* (2012 y 2013), que realizan un ejercicio similar para 19 y 27 países de la Unión Europea para 2005 y 2010, respectivamente, resaltan la escasa reducción de la desigualdad de renta que se deriva de la acción del Estado en España en comparación con el resto de países europeos. Esto se debe, según los autores, principalmente a que el efecto redistributivo de los gastos en protección social en nuestro país es particularmente pequeño. En concreto, el efecto igualador de rentas del impuesto sobre la renta español en 2005 coloca a

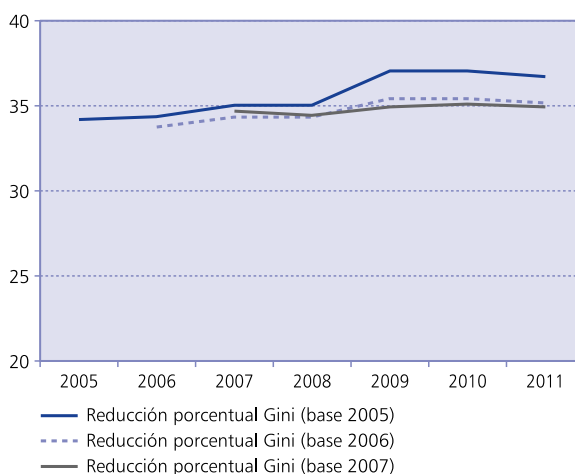
nuestro país en un puesto intermedio entre los países analizados, reduciendo aproximadamente 4 décimas el Índice de Gini, algo que según sus cálculos está ligeramente por encima de lo que ese impuesto supone en Italia, Polonia, Francia y Reino Unido, y a un nivel similar de lo que se observa en Austria, Holanda, Grecia e Irlanda. Eso sí, claramente por debajo de la capacidad redistributiva del impuesto sobre la renta de países como Bélgica, Dinamarca, Hungría o Alemania. En cambio, el efecto redistributivo de las políticas de protección social divididas en prestaciones condicionadas por renta y universales supone una reducción de 7 milésimas y alrededor de 4 décimas del Índice de Gini respectivamente. El primero es uno de los tres más bajos de los 19 países analizados, junto con Estonia y Grecia, y el segundo solo supera al de Portugal.

Para aislar adecuadamente el efecto de las políticas a lo largo de todo el periodo de análisis y obtener así el *efecto redistributivo neto* de las políticas públicas sobre la desigualdad, aislándolo del efecto

GRÁFICO 5

EFFECTO REDISTRIBUTIVO ATRIBUIBLE A TODO EL SISTEMA DE PRESTACIONES, A LAS COTIZACIONES DEL EMPLEADO Y AL IMPUESTO SOBRE LA RENTA ENTRE 2005 Y 2011

Diferencia entre el Índice de Gini de la renta individual equivalente (escala OCDE modificada) de las rentas de mercado y la renta disponible (porcentaje de la renta de mercado)



Nota: Los Índices de Gini están calculados haciendo cero algunas rentas negativas.

Fuente: Elaboración propia con Euromod 5.37.

de cambios en la estructura de rentas y la población, hemos calculado de nuevo el porcentaje de reducción de la desigualdad que suponen las políticas manteniendo constante el grupo de población sobre el que estas se aplican (aunque, por supuesto, actualizando adecuadamente las rentas en el tiempo). Adicionalmente, para dar una mayor robustez a los resultados hacemos el cálculo tanto con la información de ingresos de las familias de 2005 como con la de 2006 y 2007. El gráfico 5 nos confirma el resultado obtenido previamente respecto a los pocos cambios que se han producido en estos últimos años en el efecto redistributivo atribuible a las políticas monetarias públicas. En todo caso, también es cierto que ahora, con esta estrategia de cálculo, que mantiene constante la estructura básica de la distribución de la renta bruta en el tiempo, observamos un mayor aumento del papel redistributivo de todo el sistema de prestaciones e impuestos a partir de 2009, lo que apunta a que las reformas introducidas en las políticas a lo largo de los últimos

años no han menoscabado el papel redistributivo del conjunto del sistema, más bien al contrario.

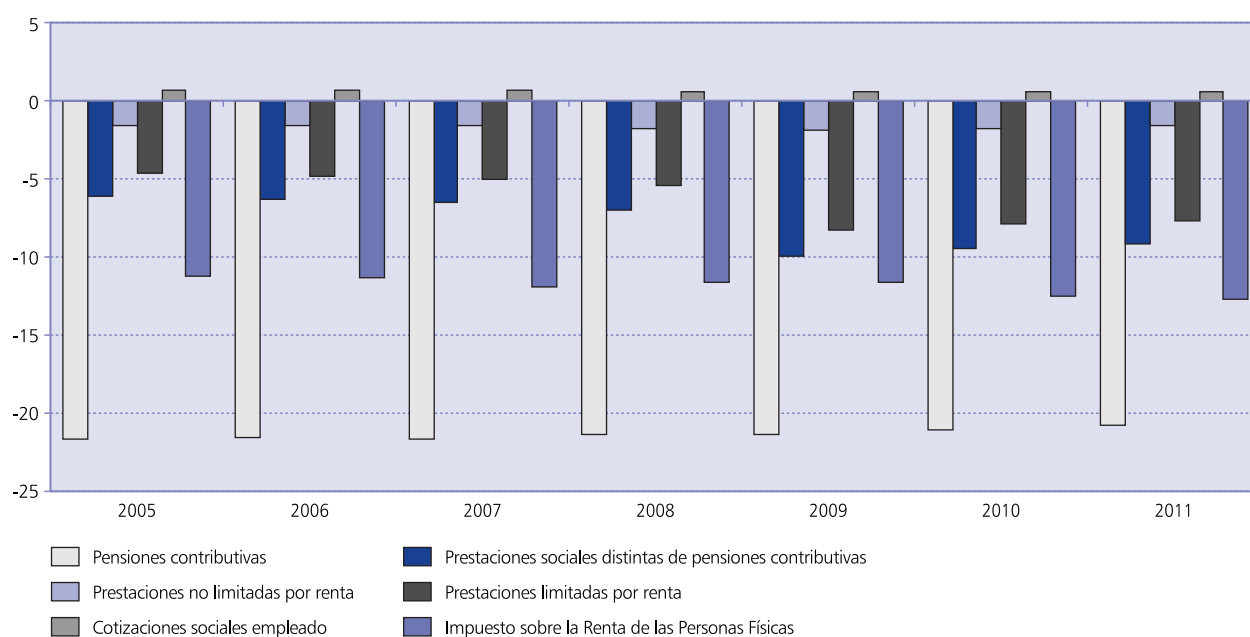
Además, los resultados de Cantó (2013) apuntan a que en el periodo que analizamos se podría haber producido un ligero incremento en el efecto redistributivo de las políticas de ingreso y gasto distintas de las pensiones públicas, ya que el porcentaje de reducción de la desigualdad que suponen todas esas políticas pasó de un 16 por 100 en 2005 a un 17,5 en 2011 (12). Este incremento se produce tanto en 2006 y 2007 cuando medimos el grado de redistribución *efectivo* que producen las políticas sobre la renta y la población de ese periodo, como después, entre 2007 y 2009, cuando basamos el análisis en la población de 2007 y actualizamos sus rentas anualmente, y por tanto solo el efecto *neto* de las políticas.

Para identificar mejor qué políticas han sido las que han impulsado estos cambios calculamos de nuevo el

GRÁFICO 6

EFFECTO REDISTRIBUTIVO ATRIBUIBLE A DISTINTAS PRESTACIONES, COTIZACIONES Y AL IMPUESTO SOBRE LA RENTA ENTRE 2005 Y 2011 – BASE RENTAS DE 2005

Diferencia entre el índice de Gini de la renta individual equivalente (escala OCDE modificada) antes y después de cada política (porcentaje de la renta antes)



Nota: Los Índices de Gini están calculados haciendo cero algunas rentas negativas.

Fuente: Elaboración propia con Euromod 5.37.

efecto redistributivo atribuible a cada una de ellas. Los resultados los presentamos en el gráfico 6, en el que tratamos de aislar el efecto de cada una de ellas. Una primera conclusión a la que llegamos es que la política que más ha impulsado el aumento del efecto redistributivo del sistema desde 2009 ha sido el impuesto sobre la renta. En concreto, el impuesto pasa de reducir el Índice de Gini un 11 por 100 en 2005 a hacerlo en casi un 13 por 100 en 2011. Además, hemos comprobado que este resultado se mantiene cualquiera que sea la población y los ingresos que utilicemos como base: 2005, 2006 o 2007. Esto sugiere que las reformas del impuesto sobre la renta de los últimos años, muchas de ellas relacionadas con la consolidación fiscal, como los nuevos tramos para rentas altas y aumentos en los tipos de gravamen marginales del impuesto en los tramos más altos, parecen haber aumentado, ligeramente, la capacidad redistributiva del impuesto.

Además, no podemos obviar el papel que han tenido en el impulso de la redistribución de rentas todas las prestaciones del sistema distintas de las pensiones contributivas (en particular aquellas condicionadas por renta) que de 2009 a 2011 incrementan su efecto reductor de la desigualdad. En contraste, las pensiones contributivas han visto reducida su capacidad de redistribución de rentas en este periodo, especialmente en 2010 y 2011, aunque también es cierto que el montante de esta reducción en proporción a su peso relativo es pequeño.

En resumen, el pequeño aumento de la capacidad redistributiva del sistema parece ligado, por un lado, al aumento del efecto igualador del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas desde 2009 a través del aumento de los tipos marginales y de los tramos del impuesto y, por otro lado, al aumento del efecto redistributivo de las prestaciones condicionadas por renta a través de aquellas estrechamente relacionadas con la ampliación de la cobertura al desempleo para aquellos parados en peor situación económica (el subsidio por desempleo y la prestación del programa PRODI, ahora Prepara). Ambos aumentos compensaron la ligera reducción en el efecto redistributivo de las pensiones contributivas entre 2009 y 2011.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado en qué medida el impuesto progresivo sobre la renta y el sistema de prestaciones en nuestro país ha redistribuido las rentas de las familias desde 2005 hasta 2011. La primera

conclusión que obtenemos es que durante todo el periodo analizado nuestro sistema reduce el Índice de Gini algo menos (un 5 por 100) que la media de los sistemas de prestaciones e impuestos europeos. Además, también comprobamos que más de la mitad del efecto redistributivo de todas las políticas se produce a través de las pensiones contributivas, aunque estas en los últimos años han reducido ligeramente su efecto reductor de la desigualdad.

A su vez, en los años 2010 y 2011 se observa un ligero incremento en la capacidad redistributiva de otras políticas que ha compensado esta caída en el efecto de las pensiones. En concreto, constatamos un mayor efecto igualador del impuesto sobre la renta tras las modificaciones de tramos y tarifas de 2010 en adelante que contrasta con el periodo justo anterior, en el que su efecto redistributivo fue muy estable ligado a una pérdida de peso en el total de la renta bruta familiar compensado previsiblemente por aumentos en su progresividad. Finalmente, encontramos también que al inicio de la crisis se produce un aumento del efecto redistributivo de las prestaciones condicionadas por renta que creemos que está ligada a la aparición de una prestación básica para la cobertura del desempleo a parados en hogares en peor situación económica.

NOTAS

(*) Este trabajo resume algunos de los resultados ya publicados en un capítulo elaborado por Olga Cantó para el *Informe sobre la desigualdad en España 2013* editado por la Fundación Alternativas. En los cálculos realizados se utiliza Euromod en su versión 5.37. Esta versión ha sido desarrollada con financiación de la Comisión Europea. Euromod está siendo mejorado y actualizado continuamente y los resultados que se presentan aquí constituyen la mejor versión disponible en el momento de escribir este trabajo. Cualquier error, resultado, interpretación u opinión presentada son responsabilidad de la autora. Este trabajo utiliza datos de la *Encuesta de Condiciones de Vida* para 2005, 2006 y 2007 elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La autora desea agradecer también la financiación recibida del Ministerio de Economía y Competitividad (Proyecto ECO2010-21668-C03-03/ECON) y de la Xunta de Galicia (Proyecto 10SEC300023PR) para sus actividades de investigación.

(1) Véase BOURGUIGNON y SPADARO (2005) para una excelente revisión de estas metodologías en el análisis del efecto redistributivo de las políticas públicas.

(2) A finales de los años noventa dos investigadores de la Universitat de les Illes Balears desarrollaron otro modelo de impuestos y prestaciones para España denominado GLADHISPANIA. Este modelo, sin embargo, simula únicamente el impuesto sobre la renta y las cotizaciones sociales y toma los montantes monetarios de las prestaciones y los subsidios de la información de la encuesta (véase SPADARO y OLIVER, 2004).

(3) Véase SUTHERLAND (2001) para una detallada descripción de Euromod y ADIEGO *et al.* (2010, 2011 y 2012) para los detalles específicos del modelo en el caso español.

(4) La principal fuente de datos estadísticos de rentas y características del hogar para el simulador es el *Survey of Income and Living Conditions* de la Unión Europea (EU-SILC) que elabora la Oficina Estadística de la Unión Europea (Eurostat) a partir de la información que

recogen las distintas instituciones estadísticas nacionales. En el caso de España, esta información procede de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y coordinada con EU-SILC.

(5) Como indica KAKWANI (1977) el efecto redistributivo dependerá positivamente, en primer lugar, de la magnitud del pago por impuesto (valor monetario de la transferencia) sobre la renta familiar disponible, y en segundo lugar de la progresividad del impuesto (o la transferencia) o, lo que es lo mismo, el aumento o disminución del tipo medio a lo largo de la escala de rentas. De todos modos, como subrayaron más tarde ATKINSON (1980) y PLOTNICK (1981), el efecto redistributivo está afectado también por la reordenación de individuos en la escala de rentas producida por el propio pago del impuesto (o el cobro de la transferencia).

(6) En este concepto se incluyen también los ingresos de los menores de 16 años, las transferencias privadas, las pensiones privadas y las indemnizaciones por cese.

(7) Las transferencias monetarias que se incluyen en este concepto son las siguientes: prestaciones contributivas y asistenciales por desempleo, prestación por hijo a cargo, Programa Temporal de Protección por Desempleo e Inserción (PRODI, posteriormente Prepara), ayudas de estudios, ayudas por vivienda, otras prestaciones por menor a cargo, prestación por maternidad, prestación universal por nacimiento, deducción por hijos para madres trabajadoras, otras prestaciones regionales de carácter familiar o por nacimiento. No se incluye en la renta familiar la prestación por renta mínima o salario social de las comunidades autónomas por la sobreestimación de los beneficiarios de estas transferencias cuando comparamos los resultados del simulador con la información real de perceptores por regiones.

(8) En las simulaciones correspondientes a 2011 no hemos podido incluir los cambios introducidos por las comunidades autónomas en sus tipos impositivos y límites de tramos de renta y solo consideramos los tres grupos de comunidades con distintos tipos que ya existían en 2010.

(9) Estas prestaciones incluyen la prestación estatal por hijo a cargo, las prestaciones por hijo condicionadas por renta a cargo de las comunidades autónomas, las prestaciones por nacimiento (la estatal y las de las comunidades autónomas), el subsidio por desempleo, la prestación del programa PRODI, los complementos de mínimos por vejez, viudedad o supervivencia, las pensiones no contributivas, las ayudas para estudios y vivienda y otras prestaciones por menores a cargo condicionadas por renta.

(10) Estas prestaciones incluyen la prestación de la Seguridad Social por maternidad, la prestación universal por nacimiento de 2.500 euros, las prestaciones por nacimiento y por hijo de las comunidades autónomas que no están condicionadas por renta, la prestación por menor a cargo con incapacidad, la prestación contributiva por desempleo y la deducción por hijos menores de tres años de las madres trabajadoras.

(11) Este resultado resulta llamativo y creemos que se debe a que en las simulaciones que realizamos no imponemos que los ingresos salariales tengan que superar el salario mínimo interprofesional oficial. Por eso, dadas las cotizaciones mínimas, si un grupo importante de hogares del primer quintil declara salarios inferiores al mínimo esto implica que las cotizaciones aumenten su peso relativo hasta 5 puntos respecto de lo que está regulado normativamente.

(12) Para la correcta interpretación de estos resultados debemos tener en cuenta que, a partir de 2008, la distribución de renta bruta que utilizamos está basada en los ingresos anuales de las familias en 2007 (*Encuesta de Condiciones de Vida*, ECV de 2008) que vamos actualizando cada año aplicándoles el aumento efectivo por inflación de cada tipo de renta y utilizando los montantes reales de diferentes prestaciones año a año. Por tanto, nuestros resultados de desigualdad de la renta disponible equivalente comienzan a diferir de los publicados por el Instituto Nacional de Estadística porque con el simulador no conseguimos capturar el incremento de la desigualdad de la renta disponible que se inició en 2008 a causa de la intensa crisis económica.

BIBLIOGRAFÍA

- ADIEGO, M.; CANTÓ, O.; LEVY, H., y PANIAGUA, M.M. (2010), *Country Report Spain 2005-2008*, Euromod, ISER, University of Essex.
- (2011), *Country Report Spain 2005-2008*, Euromod, ISER, University of Essex.
- ADIEGO, M.; CANTÓ, O.; LEVY, H.; PANIAGUA, M.M., y PÉREZ, T. (2012), *Country Report Spain 2007-2010*, Euromod, ISER, University of Essex.
- ATKINSON, A. (1980), «Horizontal equity and the distribution of the tax burden», en H.J. AARON y M.J. BOSKIN (eds.), *The Economics of Taxation*, Washington D.C., Brookings Institution, pp. 244-263.
- AVRAM, S.; LEVY, H.; PAULUS, A., y SUTHERLAND, H. (2012), *Income redistribution in the European Union*, documento presentado en la 32 Conferencia General de IARIW, Boston.
- AVRAM, S.; FIGARI, F.; LEVENTI, C.; LEVY, H.; NAVICKE, J.; MATGASANIS, M.; MILUTARU, E.; PAULUS, A.; RASTRIGINA, O., y SUTHERLAND, H. (2013), «The Distributional Effects of Fiscal Consolidation in Nine Countries», Euromod, Working Paper n.º EM 2/13.
- AYALA, L., y SASTRE, M. (2007), «Políticas redistributivas y desigualdad», *Información Comercial Española*, 837: 117-138.
- BANDRÉS, E. (1993), «La eficacia redistributiva de los gastos sociales. Una aplicación al caso español (1980-1990)», *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol. VII, Fundación Argentaria, Madrid.
- BARGAIN, O. (2007), «Microsimulation in action», *Research on Labor Economics*, vol. 25.
- BOURGUIGNON, F., y SPADARO, A. (2005), «Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies», *Journal of Economic Inequality*, 4 (1): 77-106.
- CALONGE, S., y MANRESA, A. (1997), «Consecuencias redistributivas del Estado del Bienestar en España: Un análisis empírico desagregado», *Moneda y Crédito*, 204: 13-65.
- CALONGE, S., y RODRÍGUEZ, M. (1998), «Consecuencias distributivas y de equidad de las políticas de gasto y financiación de la sanidad», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 76: 259-272.
- CANTÓ, O. (2013), «Los efectos redistributivos de las políticas públicas de carácter monetario: un análisis de microsimulación con Euromod», *Informe sobre la desigualdad en España 2013*, Fundación Alternativas.
- DE LAS HERAS, A.; MURILLO, C., y RODRÍGUEZ-POO, J.M. (2004), «Estimación de los efectos redistributivos y de las ganancias en bienestar social derivados de la progresividad del IRPF en las Comunidades Autónomas del Territorio de Régimen Común», *Cuadernos Económicos del ICE*, pp. 175-194.
- FÖRSTER, M., y MIRA D'ERCOLE, M. (2005), «Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s», OECD Social, Employment and Migration, Working Papers n.º 22, OECD, París.
- GARCÍA, J.; LABEAGA, J.M., y LÓPEZ, A. (1997), «Análisis microeconómico de los efectos de cambios en el sistema impositivo y de prestaciones sociales», *Moneda y Crédito*, 204: 67-91.
- GRADÍN, C., y DEL RÍO, C. (2001), *Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia*, Instituto de Estudios Económicos, Fundación Pedro Barrié de la Maza.
- GRADÍN, C.; DEL RÍO, C., y CANTÓ, O. (2004), «Aspectos conceptuales en la medición de la desigualdad y la pobreza», *Semata, Ciencias Sociales e Humanidades*, vol. 16, pp. 59-78.

IMMERVOLL, H. (2004), «Average and marginal effective tax rates facing workers in the EU, a macrolevel analysis of levels, distributions and driving factors», OECD Social, Employment and Migration, Working Papers n.º 19, OECD (<http://dx.doi.org/10.1787/652730151886>).

IMMERVOLL, H.; LEVY, H.; LIETZ, C.; MANTOVANI, D.; O'DONOGHUE, C.; SUTHERLAND, H., y VERBIST, G. (2006), «Household incomes and redistribution in the European Union: quantifying the equalizing properties of taxes and benefits», en D.B. PAPADIMITRIOU (ed.), *The Distributional Effects of Government Spending and Taxation*, Macmillan, Palgrave, pp. 135-165.

KAKWANI, N.C. (1977), «Measurement of Progressivity: An International Comparison», *The Economic Journal*, 87: 71-80.

KRISTJÁNSSON, S.A. (2011), «Income Redistribution in Iceland: Development and European Comparisons», *European Journal of Social Security*, 13(4): 392-423.

LABEAGA, J.M., y MERCADER-PRATS, M. (eds.) (2001), *Desigualdad, redistribución y bienestar: una aproximación a partir de la microsimulación de reformas fiscales*, Estudios de Hacienda Pública, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

LEVY, H., y MERCADER-PRATS, M. (2001), «Los principales elementos del nuevo IRPF: una valoración a partir de Espasim», Working Papers wp0104, Departamento de Economía Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.

— (2003), «Eficacia y eficiencia de los subsidios asistenciales en la lucha contra la pobreza en España: Una valoración a partir de Espasim», Working Papers wpdea0301, Departamento de Economía Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.

LEVY, H.; MERCADER-PRATS, M., y PLANAS, M. (2001), «An Introduction to Espasim: A Microsimulation Model to Assess Tax-Benefit Reforms in Spain», *Brazilian Electronic Journal of Economics*, Department of Economics, Universidade Federal de Pernambuco, vol. 4(1), septiembre.

MANRESA, A.; CALONGE, S., y BERENGUER, E. (1996), «Progresividad y redistribución de los impuestos en España, 1990-1991», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 69: 145-159.

OCDE (2011), *Divided we stand. Why inequality keeps rising*. Disponible en: http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/the-causes-of-growing-inequalities-in-oecd-countries_9789264119536-en.

ONRUBIA, J., y SANZ, J.F. (eds.) (2003), *Redistribución y bienestar a través de la imposición sobre la renta personal*, Estudios de Hacienda Pública, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

ORCUTT, G.H. (1957), «A new type of Socioeconomic System», *Review of Economics and Statistics*, 39(2): 773-797.

PLOTNICK, R. (1981), «A measure of horizontal inequity», *The Review of Economics and Statistics*, 63: 283-288.

PAULUS, A.; ČOK, M.; FIGARI, F.; HEGEDŰS, P.; KUMP, N.; LELKES, O.; LEVY, H.; LIETZ, C.; LÜPSIK, S.; MANTOVANI, D.; MORAWSKI, L.; SUTHERLAND, H.; SZIVOS, P., y VÖRK, A. (2009), «The effects of taxes and benefits on income distribution in the enlarged EU», Euromod, Working Paper series n.º EM8/09.

PAZOS, M., y SALAS, R. (1996), «Progresividad y redistribución de las transferencias públicas», en *Las políticas redistributivas*, Fundación Argentaria, Madrid.

RUIZ-HUERTA, J.; AGÚNDEZ, A.; GARCIMARTÍN, C.; LÓPEZ, J., y RODRÍGUEZ, J. (2011), «Tendencias de reforma fiscal: hacia una fiscalidad europea», Documento de trabajo 62/2011, Fundación Alternativas, Madrid.

SPADARO, A., y OLIVER, X. (2004), «Descripción técnica del modelo de microsimulación del sistema fiscal español Gladhispania, DEA, Working Paper n.º 7, abril de 2004.

SUTHERLAND, H. (2001), «Final Report EUROMOD: An integrated European Benefit-Tax Model», Euromod, Working Paper n.º EM9/01.

Resumen

En este trabajo se analizan los efectos que el IRPF ha generado en términos de progresividad y redistribución en los años 2007 y 2009, que para el conjunto nacional es positivo en ambos periodos. El análisis se desagrega por comunidades autónomas y en dos grupos, sobre la base de si la renta de trabajo es o no la fuente principal de renta del contribuyente. Las conclusiones que se obtienen a nivel nacional se mantienen para las comunidades autónomas, si bien se producen algunas diferencias regionales destacables.

Palabras clave: progresividad, redistribución, descomposición, desigualdad.

Abstract

This paper analyzes the effects that the Spanish Personal Income Tax has generated in terms of progressivity and redistribution in 2007 and 2009. These effects are positive for the entire country in both years. The analysis is broken down by regions and into two groups according to whether or not labour income is their main source of income. The conclusions got at a national level basically hold for regions, but we can emphasize some regional differences.

Key words: progressivity, redistribution, inequality, decomposition.

JEL classification: D63, H23, H24.

PROGRESIVIDAD Y REDISTRIBUCIÓN EN EL IRPF: ANÁLISIS NACIONAL Y AUTONÓMICO POR FUENTE PRINCIPAL DE RENTA EN LOS AÑOS 2007 Y 2009

Nuria BADENES PLÁ

Instituto de Estudios Fiscales

José María LABEAGA AZCONA

UNED y UNU-MERIT, Universidad de Maastricht

I. INTRODUCCIÓN

DESDE comienzos de la crisis se ha producido un deterioro de la situación española en distintas dimensiones económicas y en el bienestar de los ciudadanos. Prueba de ello son las conclusiones que pueden extraerse del último informe del Instituto Nacional de Estadística (INE) referente a los resultados que arroja la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV), la evolución de salarios y beneficios o los resultados de diversas encuestas sobre la percepción de las desigualdades y modificaciones en la clase social. De acuerdo a los datos presentados, el ingreso monetario medio neto anual por hogar en 2011 ascendió a 24.890 euros, con una disminución del 4,4 por 100 respecto a 2010, mientras que el ingreso medio por persona alcanzó los 9.371 euros, cifra un 3,8 por 100 inferior a la registrada el año precedente. Por otra parte, el porcentaje de personas que está por debajo del umbral de pobreza, medido este como el 60 por 100 de la mediana de los ingresos por unidad de consumo, calculada con los ingresos percibidos por los hogares en 2010, se sitúa en 2011 en el 21,8 por 100 de la población española, siendo especialmente vulnerables los menores de 16 años para los que este porcentaje ha

pasado del 23,3 por 100 en 2009 al 26,5 por 100 en 2011. La posesión de la vivienda, fundamentalmente en los mayores de 65 años, ha sido el factor que más ha contenido la tasa de riesgo de pobreza, algo que se constata cuando se considera como parte de la renta el valor imputado de la vivienda.

Existen otros factores que están modificando la fotografía de la situación económica de la población española. Por ejemplo, el 35,9 por 100 de los hogares no tiene capacidad para afrontar gastos imprevistos, o el 6,1 por 100 de los hogares tiene retrasos en los pagos a la hora de abonar gastos relacionados con la vivienda principal (hipoteca o alquiler, recibos de gas, electricidad, comunidad, etcétera). Y a la vista de los cambios en las políticas públicas que están aconteciendo, valdría la pena pensar en algunos cambios que permitieran reconducir la evolución de la desigualdad y la pobreza, ya que el efecto de una crisis tan profunda ayudado por algunas políticas equivocadas puede convertir estos fenómenos en permanentes, es decir, llevarnos en pocos años a unas cifras que requieran varias décadas para ser revertidas. Para evitar llegar a esos límites, el diseño de un sistema fiscal y de subsidios y prestaciones adecuados constituye un ingrediente esencial.

Nuestra intención en este trabajo es mucho más limitada y consiste en mostrar los efectos que el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) ha generado en términos de progresividad y redistribución en los momentos de transición a la crisis y durante la misma. La situación ideal para un análisis completo requeriría datos de las declaraciones del impuesto hasta el momento actual (declaración correspondiente a 2011), pero los datos más recientes de los que disponemos se refieren al año 2009. Por esta razón, realizamos un análisis descriptivo de los datos de 2009, así como del año 2007, previo al comienzo de la crisis. Una vez descritos los datos, se calculan índices de desigualdad antes y después de la aplicación del impuesto para determinar la contribución del mismo a la redistribución, así como el efecto de progresividad. Para ello se presentan los índices de Gini, Kakwani y Reynolds-Smolensky, y además se aporta la descomposición del Índice de Gini intra-grupos e inter-grupos. Los cálculos se realizan para el total de declarantes, y también por subgrupos, contruidos en función de la fuente fundamental de renta y la localización regional de los contribuyentes.

Con el fin de arrojar algo de luz a estas cuestiones, se organiza el trabajo en cuatro secciones además de esta introducción. En la sección II se describen los datos utilizados para realizar el ejercicio. La sección III presenta los índices de progresividad y redistribución así como una descomposición de los mismos para valorar contribuciones intra-grupos, inter-grupos y solapamiento. La sección IV trata de extraer de los resultados obtenidos algunas implicaciones para el sistema fiscal y la sección V presenta algunas conclusiones.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS: PANEL DE DECLARANTES DE IRPF DE 2007 Y 2009

Los datos utilizados para realizar el análisis de progresividad y redistribución del IRPF en los periodos 2007 y 2009 proceden del panel de declarantes de IRPF. Cada una de estas olas del panel se escoge por razones diversas. El año 2007 es el periodo anterior al comienzo de la crisis, y 2009, además de ser un año en el que España estaba metida de lleno en la crisis, es el último periodo para el que disponemos de acceso a los microdatos. El panel de declarantes cuenta como población objetivo las declaraciones de IRPF presentadas dentro del territorio fiscal común, es decir, que quedan excluidas las comunidades autónomas (en adelante, CC.AA.) de País Vasco y Navarra. El total de declaraciones en 2007, una vez ponderados los valores muestrales con los factores de elevación, es de 18.675.949, a partir de una muestra de 1.351.802 observaciones. Como ventajas (véase Picos *et al.*, 2011) puede señalarse que la muestra presenta un buen nivel de representación debido al muestreo estratificado que se utiliza para su elaboración (que considera como estratos las CC.AA., los tramos de renta y el tipo de declaración, individual o conjunta). Además, no existe infrarrepresentación de sujetos obligados y la información que proporcionan es fiable por tratarse de registros tributarios. Sin embargo, adolece de algunos defectos derivados del hecho de que no se pueden separar las declaraciones conjuntas ni unir las individuales, ni tampoco se cuenta con información extra fiscal, más allá de los datos necesarios para presentar la declaración recogidos en el modelo 100, que incluye tanto declaraciones individuales como conjuntas,

así como ordinarias y simplificadas. La elaboración del panel del año 2009 se realiza de la misma forma que la descrita anteriormente, pero en este caso el número de declaraciones asciende a 19.152.245, una vez elevado el 1.928.494 de observaciones muestrales a datos poblacionales utilizando el factor de elevación disponible para cada registro de la muestra.

La información correspondiente a los dos años se utiliza, en una primera fase, con fines descriptivos para presentar el efecto que el pago del impuesto genera sobre redistribución y progresividad. Aunque existe una muestra de no obligados-no declarantes que completa la información del panel, se ha optado por no utilizarla, puesto que incluye perceptores de entre 10.000 y 22.000 euros brutos anuales que, aunque no están obligados a presentar declaración, han sido sometidos a retención. El efecto redistributivo y sobre la progresividad del impuesto en estos casos es previsiblemente nulo, ya que simplemente se devolverán las cantidades retenidas. Pero es cierto que se ha de tener en cuenta a la hora de interpretar los resultados, ya que al hacer esta selección de la muestra estamos considerando una población cuya renta media estará sobrealorada en relación con la renta media de toda la población española. Por tanto, en la interpretación de las cifras que se dan a lo largo del trabajo siempre hemos de considerar que corresponden a los registros fiscales del IRPF de contribuyentes que están obligados a presentar declaración.

Para tener una idea de cómo se distribuyen la renta bruta y la factura impositiva en los dos años analizados, así como para comparar las diferencias entre ambos periodos, se han construido decilas de renta bruta y se ha calculado

su valor medio, así como el valor medio del impuesto pagado por decila de renta, y el porcentaje que representan una y otra variable sobre la renta total. Estos datos se presentan en el cuadro n.º 1.

Los datos del cuadro n.º 1 (Panel A) muestran que el valor medio de la renta bruta ha descendido en el conjunto, pero se observa una disminución en las dos decilas más ricas y las dos más pobres, siendo el efecto más acusado en la última decila, con un descenso de casi 9.000 euros. Esta evolución de las rentas por decilas también tiene su contrapartida en los porcentajes de participación sobre la renta total, que igualmente se aminoran en las decilas extremas

y se elevan en las intermedias. Mientras el 40 por 100 más rico de la población de declarantes por IRPF posee el 70 (69) por 100 de la renta en 2007 (2009), el 40 por 100 más pobre solo dispone del 15,50 (15,60) por 100 de la renta bruta total de los contribuyentes por IRPF en 2007 (2009). En el Panel B del cuadro n.º 1 se muestra cómo el valor medio pagado cae de forma considerable (un 13,8 por 100) entre los años 2007 y 2009 desde 3.455 hasta 2.977 euros de media. La caída en el pago medio del IRPF se produce para todas las decilas de renta, alterándose además la participación en el pago impositivo total de forma que las decilas 7, 8 y 9 incrementan la proporción

de impuesto pagado respecto a las proporciones existentes en 2007, mientras que el resto de decilas disminuyen la participación en el pago, salvo la decila de menor renta, que la mantiene. En ambos periodos, el 40 por 100 más rico de los declarantes soporta más del 90 por 100 del pago por este impuesto, mientras el 40 por 100 más pobre apenas paga el 2,2 por 100 en 2007 y el 0,9 por 100 en 2009.

La comparación de los resultados presentados en ambos paneles del cuadro n.º 1 ya nos permite anticipar que el efecto sobre la progresividad y redistribución del impuesto se adivina positivo en los dos años, por el hecho de que todas las decilas hasta la novena y décima acumulan una proporción de renta mayor que la proporción del impuesto pagado y, además, la proporción de impuesto pagado siempre crece al crecer la renta.

El cuadro n.º 2 presenta los valores de los tipos medios totales (pago impositivo total en la decila correspondiente dividido por renta bruta total de dicha decila) y nos permite corroborar la

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA BRUTA Y DE LOS PAGOS IMPOSITIVOS

PANEL A				
Decilas de renta bruta	Renta bruta 2007	% sobre renta total	Renta bruta 2009	% sobre renta total
1	3.534	1,5	2.988 ↓	1,3 ↓
2	8.579	3,6	8.488 ↓	3,6 =
3	11.228	4,7	11.237 ↑	4,8 ↑
4	13.606	5,7	13.811 ↑	5,9 ↑
5	16.034	6,7	16.431 ↑	7,0 ↑
6	18.974	7,9	19.562 ↑	8,4 ↑
7	22.678	9,5	23.387 ↑	10,0 ↑
8	27.649	11,6	28.632 ↑	12,3 ↑
9	35.275	14,8	36.330 ↑	15,6 ↑
10	81.427	34,1	72.616 ↓↓	31,1 ↓
Media	23.935	100	23.069 ↓	100
PANEL B				
Decilas de renta bruta	Cuota 2007	% sobre impuesto total	Cuota 2009	% sobre impuesto total
1	-18	-0,1	-33 ↓	-0,1 =
2	2	0,0	-39 ↓	-0,1 ↓
3	204	0,6	22 ↓	0,1 ↓
4	579	1,7	299 ↓	1,0 ↓
5	982	2,8	676 ↓	2,2 ↓
6	1.538	4,5	1.247 ↓	4,1 ↓
7	2.430	7,0	2.171 ↓	7,1 ↑
8	3.703	10,7	3.537 ↓	11,5 ↑
9	5.664	16,4	5.615 ↓	18,3 ↑
10	19.424	56,3	17.196 ↓	56,0 ↓
Media	3.455	100	2.977 ↓	100

Nota: Valores de rentas bruta y neta en euros.

CUADRO N.º 2

TIPO MEDIO POR DECILAS DE RENTA BRUTA (Porcentaje)

Decila de renta bruta	Tipo medio 2007	Tipo medio 2009
1	-0,5	-1,1
2	0,0	-0,5
3	1,8	0,2
4	4,3	2,2
5	6,1	4,1
6	8,1	6,4
7	10,7	9,3
8	13,4	12,4
9	16,1	15,5
10	23,9	23,7
Total	14,4	12,9

intuición previa, ya que el tipo medio es siempre creciente con la renta. Los tipos medios descienden para todas las decilas de renta bruta entre los años 2007 y 2009, y lo hacen más en las decilas de rentas más bajas. Siguiendo las comparaciones entre el 40 por 100 de los contribuyentes más pobres y más ricos, el tipo medio en 2007 del primer grupo es el 1,4 por 100, mientras que el de los segundos es ligeramente superior al 16 por 100. Estos tipos descienden en 2009 al 0,2 y 15 por 100, respectivamente. Una gran parte del descenso puede ser atribuido a la devolución de los 400 euros que se introdujo en dicho periodo. De nuevo, es intuitivamente claro que el IRPF ha seguido siendo estos años un vehículo de redistribución de rentas.

Puesto que el análisis que se va a realizar distingue por fuente principal de renta, describiremos en primer lugar los datos correspondientes a los periodos que estamos analizando distinguiendo por fuente de renta. Es común escuchar y leer una afirmación en relación con el IRPF que viene a decir que este tributo recae básicamente sobre las rentas salariales. Cuando se analizan los datos de registro del panel de declarantes correspondientes a cualquier ejercicio fiscal, esta es la evidencia que se obtiene. El cuadro n.º 3 pone de manifiesto que esta situación se produce tanto en 2007 como en 2009. Además, en este cuadro se presenta información sobre la estructura muestral de los datos (número de observaciones y frecuencia correspondientes a las observaciones no nulas por fuente principal de renta).

Podemos destacar varios hechos de la información que el cuadro n.º 3 proporciona. Primero, prácticamente la totalidad

Año 2007	Observaciones no nulas	Porcentaje	Renta media
Renta total	18.663.617	99,9	23.935
Trabajo	16.860.846	90,3	21.731
Capital	16.393.361	87,8	2.020
Actividades.....	3.138.399	16,8	10.145
Total población	18.675.949		
Año 2009	Observaciones no nulas	Porcentaje	Renta media
Renta total	19.132.516	99,9	23.069
Trabajo	17.334.089	90,5	22.288
Capital	16.809.747	87,8	2.306
Actividades.....	2.957.688	15,4	8.101
Total población	19.152.245		

Nota: Valores de renta en euros.

de los declarantes presentan valores positivos de renta. Segundo, el 90,3 por 100 en 2007 y el 90,5 por 100 en 2009 presentan rendimientos del trabajo positivos. Tercero, el valor de la renta media laboral crece en 2009 hasta 22.288 desde los 21.731 del periodo 2007 (un 2,56 por 100). Mientras que la frecuencia de las rentas del trabajo y del capital permanecen muy similares entre los dos años, se observa una subida en la media del valor de las rentas del capital de casi 300 euros y una bajada en el valor medio de las rentas de actividades empresariales y profesionales de casi 2.000 euros anuales. La renta media bruta de los declarantes sin distinguir por fuentes de renta ascendió a 23.935 euros en 2007, reduciéndose un 3,62 por 100 en el año 2009. Podemos comprobar en estos datos que el efecto sobre la renta media es similar a la suma de las tasas de crecimiento (reducción) del Producto Interior Bruto (PIB) que se produjeron en 2008 y 2009.

El hecho de que efectivamente la fuente predominante por frecuencia y cuantía en el objeto gravable del IRPF sean las rentas

laborales, nos invita a pensar que el análisis de las diferencias por fuente principal de renta puede resultar interesante. Si un impuesto sobre la renta es neutral, debe tratar de forma igual las rentas independientemente de la procedencia de las mismas. Es un hecho que el IRPF español presenta diferencias de tratamiento de la renta según la fuente, por ello vamos a analizar los efectos de dichas diferencias en términos de redistribución y progresividad del impuesto. El criterio que se ha utilizado para clasificar los grupos y proceder con el análisis posterior es considerar fuente principal la renta laboral cuando representa un 70 por 100 o más del volumen total de renta de los declarantes.

Sin embargo, antes de proceder a calcular los índices antes mencionados y la descomposición de los mismos, vamos a analizar en detalle la muestra y la distribución de la renta bruta y del montante impositivo pagado que se produce para las diferentes fuentes de renta que forman parte de la base imponible del IRPF. Los tamaños de muestra y principales estadísticos descriptivos para los

CUADRO N.º 4

ESTADÍSTICOS DE RENTA BRUTA Y MONTANTE IMPOSITIVO POR FUENTE DE RENTA

2007				
¿Es el trabajo la fuente principal? (> = 70%)	Casos	Porcentaje	Renta media	Impuesto medio
No	3.323.912	17,8	26.334	4.412
Sí	15.352.037	82,2	23.396	3.248
Total	18.675.949	100	23.919	3.455
2009				
¿Es el trabajo la fuente principal? (> = 70%)	Casos	Porcentaje	Renta media	Impuesto medio
No	3.397.677	17,7	21.326	3.087
Sí	15.754.568	82,3	23.417	2.955
Total	19.152.245	100	23.046	2.978

Nota: Valores de renta en euros.

dos periodos disponibles se presentan en el cuadro n.º 4.

La proporción de declarantes cuya fuente principal de renta es el trabajo no se altera apenas entre ambos periodos, manteniéndose un 82 por 100 para el que el 70 por 100 o más de su renta bruta total la constituye la renta laboral, mientras esto no sucede para el 12 por 100. Los valores de la renta obtenida en el año así como del impuesto pagado, sí que se modifican. La renta media de aquellos perceptores para los que el trabajo no es su fuente principal, son los responsables de la caída de la renta bruta, ya que pasan de una renta media de 26.334 euros en 2007 a 21.326 en 2009. Esto supone una caída del 19 por 100, que se traduce en un descenso del impuesto pagado por este grupo de 4.412 euros de media en 2007 a 3.087 euros en 2009, es decir, un descenso del 30 por 100. Los porcentajes de variación de la renta e impuesto pagados entre el grupo para el que el trabajo constituye la fuente principal de renta, son de un incremento leve de un 0,1 por 100 (de 23.396 a 23.417) en la renta y un descenso del 9 por 100 (de 3.248 a 2.955) en los pagos.

III. RESULTADOS DE LOS INDICADORES

Nuestra intuición previa al análisis de los resultados es que la poca separación entre los dos momentos del tiempo analizados no permitirá captar grandes diferencias en los efectos redistributivos y de progresividad comparando la situación anterior y posterior al comienzo de la crisis económica, o por lo menos no tanta como efectivamente creemos que una crisis de tanta intensidad como la que estamos viviendo está provocando. No obstante, el ejercicio realizado tiene valor descriptivo por sí mismo, y es importante recordar que el análisis se refiere al poder redistribuido del IRPF, no a la explicación de cambios que se producen en la renta antes de que esta tribute.

Existen trabajos previos que, utilizando datos españoles de registros fiscales procedentes del panel de declarantes, se centran en el análisis de la progresividad y la redistribución, además del bienestar (véase Onrubia y Picos, 2012), si bien el enfoque que aquí se utiliza es diferente. Se pretende analizar el efecto en

progresividad y redistribución por tipos de declarantes considerando todos los elementos que el IRPF utiliza de forma conjunta y sin desagregar los efectos de tarifa, reducciones o deducciones. Además, los efectos sobre redistribución y progresividad se analizan no solamente por grupos determinados por la fuente principal de renta, sino también en cada una de las CC.AA. de régimen común, y en dos momentos del tiempo, 2007 y 2009. Los índices que se calculan son los típicos, es decir, Gini, Kakwani y Reynolds-Smolensky, pero, además, se calculan las descomposiciones intra- e inter-grupos para el Índice de Gini, de la forma que se detalla en el Apéndice. En lo que resta del epígrafe presentamos resultados agregados a nivel nacional y resultados desagregados por CC. AA., en ambos casos separando la muestra por contribuyentes de acuerdo a la fuente principal de su renta.

1. Resultados para el total nacional

Los resultados del efecto redistributivo y la progresividad para el conjunto total de declaraciones correspondientes a todo el territorio de régimen común, y por separado para los grupos en que la renta procede o no fundamentalmente del trabajo, se presentan en el cuadro n.º 5 para los datos referentes al año 2007, al 2009 y la comparación relativa de la variación que se produce entre ambos periodos.

Se pueden extraer varias conclusiones respecto a la progresividad, redistribución y desigualdad existentes para cada uno de los años considerados, así como los cambios que se producen entre los años para el total de declarantes y separando en función de la fuente principal

CUADRO N.º 5

ÍNDICES DE PROGRESIVIDAD Y REDISTRIBUCIÓN POR FUENTES DE RENTA

¿Es el trabajo la fuente principal? (> = 70%)	Gini renta bruta	Gini renta neta	Concentración de la carga	R-S	Kakwani
2007					
No	0,629	0,592	0,816	0,037	0,187
Sí	0,381	0,333	0,687	0,048	0,305
Total	0,433	0,386	0,718	0,047	0,284
2009					
No	0,614	0,576	0,838	0,039	0,224
Sí	0,374	0,324	0,717	0,050	0,343
Total	0,420	0,371	0,742	0,048	0,322
Variación 2007-2009 (en porcentaje)					
No	-2,34	-2,78	2,64	4,74	19,38
Sí	-1,99	-2,91	4,40	4,40	12,39
Total	-3,08	-3,87	3,42	3,45	13,34

de renta, que resumimos en los siguientes puntos:

— La desigualdad existente en la renta bruta es mucho menor en el grupo de declarantes cuya renta procede fundamentalmente del trabajo que en el resto.

— El impuesto genera un efecto de disminución de la desigualdad para todos los tipos de renta (y obviamente para el conjunto), y el efecto redistributivo (medido por el Índice de Reynolds-Smolensky) es mayor para los declarantes cuya renta procede fundamentalmente del trabajo que para el resto.

— El Índice de Kakwani pone de manifiesto que el impuesto sobre la renta es progresivo en este periodo para cualquier grupo de rentas considerado (por separado y para el conjunto), y la progresividad, al igual que el efecto redistributivo, es mayor sobre los declarantes cuya renta procede fundamentalmente del trabajo.

— La comparación entre los dos años analizados revela que la desigualdad de las rentas antes de impuestos desciende en el año 2009 con respecto a la existente en 2007. Porcentualmente desciende más entre las rentas de declarantes que obtienen sobre todo rentas del trabajo.

— La desigualdad de la renta neta también desciende en el año 2009 en relación a 2007 y lo hace porcentualmente más que la desigualdad de la renta bruta. El patrón de descenso se mantiene entre los grupos.

— El efecto redistributivo del IRPF se incrementa en 2009 respecto a 2007, y lo hace más porcentualmente sobre las rentas que proceden del trabajo.

— El efecto de progresividad también se incrementa entre 2007 y 2009, si bien lo hace más en términos porcentuales en el caso de los declarantes que no cuentan con rentas de trabajo como fuente principal de renta.

Además, es importante señalar a efectos de neutralidad, que la progresividad exigida sobre los declarantes que obtienen sobre todo rentas del trabajo es mayor que sobre las rentas del capital (0,305 frente a 0,187 en 2007 y 0,343 frente a 0,224 en 2009).

Se presentan en el cuadro n.º 6 la descomposición del Índice de Gini de la renta bruta y en el cuadro n.º 7 la de la renta neta, considerando para ambas variables los subgrupos y periodos y teniendo en cuenta si las rentas del trabajo constituyen o no la fuente principal de ingresos. La descomposición se lleva a cabo calculando el Índice de Gini para cada subgrupo para determinar la desigualdad intra-grupos, y además se ofrece el valor de la desigualdad inter-grupos y del efecto solapamiento, utilizando para ello la descomposición propuesta por Araar (2006) y que describimos en el Apéndice.

La interpretación de los resultados presentados en los cuadros anteriores requiere ciertas explicaciones. Nos centramos con detalle en la explicación de la descomposición del Índice de Gini de la renta bruta en el año 2007, y pasamos después a extraer las conclusiones derivadas de la comparación de la situación anterior y posterior al pago del impuesto, y las diferencias entre los dos años considerados.

El valor de la desigualdad medida por el Índice de Gini de la renta antes de impuestos en 2007 es de 0,433. Este valor se obtiene como la suma aritmética de la contribución absoluta de la desigualdad intra-grupos, inter-grupos y el efecto solapamiento. La contribución inter-grupos se obtiene sumando la contribución que a su vez aportan cada uno de los grupos en que se ha subdividido la población. Esta contribu-

CUADRO N.º 6

DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA BRUTA

2007					
Grupo	Índice de Gini	Participación en población	Participación en renta	Contribución absoluta	Contribución relativa (porcentaje)
Grupo 0	0,629	0,178	0,195	0,021	5,06
Grupo 1	0,381	0,822	0,804	0,252	58,20
Intra-grupos	—	—	—	0,274	65,16
Inter-grupos	—	—	—	0,009	2,27
Solapamiento	—	—	—	0,136	32,47
Suma inter-grupos y solapamiento				0,159	36,74
Total población.....	0,433	1	1	0,433	100

2009					
Grupo	Índice de Gini	Participación en población	Participación en renta	Contribución absoluta	Contribución relativa (porcentaje)
Grupo 0	0,614	0,178	0,168	0,018	4,38
Grupo 1	0,374	0,822	0,831	0,256	60,78
Intra-grupos				0,242	62,62
Inter-grupos				0,013	3,27
Solapamiento				0,132	34,11
Suma inter-grupos y solapamiento				0,146	34,74
Total población.....	0,420	1	1	0,420	100

Nota: Grupo 0 es el grupo de declarantes cuya renta principal no procede de la renta del trabajo; Grupo 1 corresponde al grupo de declarantes cuya fuente principal de renta son las rentas del trabajo.

ción de cada grupo se obtiene como el producto del Índice de Gini de cada grupo por el porcentaje de su población sobre el total, y por el porcentaje de renta sobre el total. En este caso, aunque la desigualdad en el grupo de aquellos declarantes que cuentan con una renta que no procede fundamentalmente del trabajo es muy superior a la del otro grupo (0,629 frente a 0,382), el peso de la población y de la renta sobre el total (17,8 y 19,6 por 100, respectivamente) hacen que se contribuya en términos absolutos a la desigualdad intra-grupos con un peso escaso de solamente 0,0219, lo que representa el 5,06 por 100 de la desigualdad total. El grupo de los perceptores cuya renta básica es la del trabajo contribuyen a la desigualdad intra-grupos con un 58,20 por 100. En conjunto, la desigualdad entre los grupos en que se ha subdividido la población explica un 63,26 por 100.

El componente intra-grupos explica un porcentaje muy pequeño de la desigualdad total, el 4,14 por 100. Este componente, que en términos absolutos supone un peso de 0,0179 en el Índice de Gini, se interpreta como la desigualdad que se produciría en el caso en que hubiera dos declarantes y cada uno dispusiera de la renta media de cada uno de los grupos. Esto indica que las medias de la renta de cada grupo no son muy diferentes (resultado que ya habíamos adelantado previamente). Por último, el efecto restante se debe al solapamiento, derivado de que si se ordenan las rentas de menor a mayor, las declaraciones de un tipo y de otro (las que tienen como fuente principal el trabajo o no) aparecen muy mezcladas, y no se observa una concentración sistemática de un tipo de renta en los valores de las partes alta o baja de la

CUADRO N.º 7

DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA NETA

2007					
Grupo	Índice de Gini	Participación en población	Participación en renta	Contribución absoluta	Contribución relativa (porcentaje)
Grupo 0: No	0,592	0,18	0,191	0,020	5,20
Grupo 1: Sí	0,333	0,82	0,809	0,222	57,42
Intra-grupos	—	—	—	0,242	62,62
Inter-grupos	—	—	—	0,013	3,27
Solapamiento	—	—	—	0,132	34,11
Suma inter-grupos y solapamiento				0,144	37,38
Total población	0,386	1	1	0,386	100

2009					
Grupo	Índice de Gini	Participación en población	Participación en renta	Contribución absoluta	Contribución relativa (porcentaje)
Grupo 0: No	0,576	0,178	0,165	0,017	4,56
Grupo 1: Sí	0,324	0,822	0,835	0,222	59,82
Intra-grupos				0,239	64,38
Inter-grupos				0,013	3,43
Solapamiento				0,119	32,20
Suma inter-grupos y solapamiento				0,132	35,63
Total población	0,371	1	1	0,371	100

Nota: Grupo 0 es el grupo de declarantes cuya renta principal no procede de la renta del trabajo; Grupo 1 corresponde al grupo de declarantes cuya fuente principal de renta son las rentas del trabajo.

distribución de renta. El solapamiento sería nulo si las rentas que proceden sobre todo del trabajo fueran siempre menores que las rentas que no. Como forma alternativa Araar (2006) interpreta este resultado agregando los efectos solapamiento e inter-grupos, y considerando toda la desigualdad que no se debe a la que existe dentro de cada uno de los grupos como un efecto de privación inter-grupos.

2. Resultados por comunidades autónomas

El mismo análisis de medición, así como de descomposición de la desigualdad de la renta antes y después de la aplicación del IRPF para ambos colectivos (el que ob-

tiene básicamente renta del trabajo y el que las obtiene de otra fuente), se ha llevado a cabo para cada una de las CC.AA. En primer lugar analizamos los valores de la desigualdad para cada comunidad autónoma, sin desagregar por subgrupos.

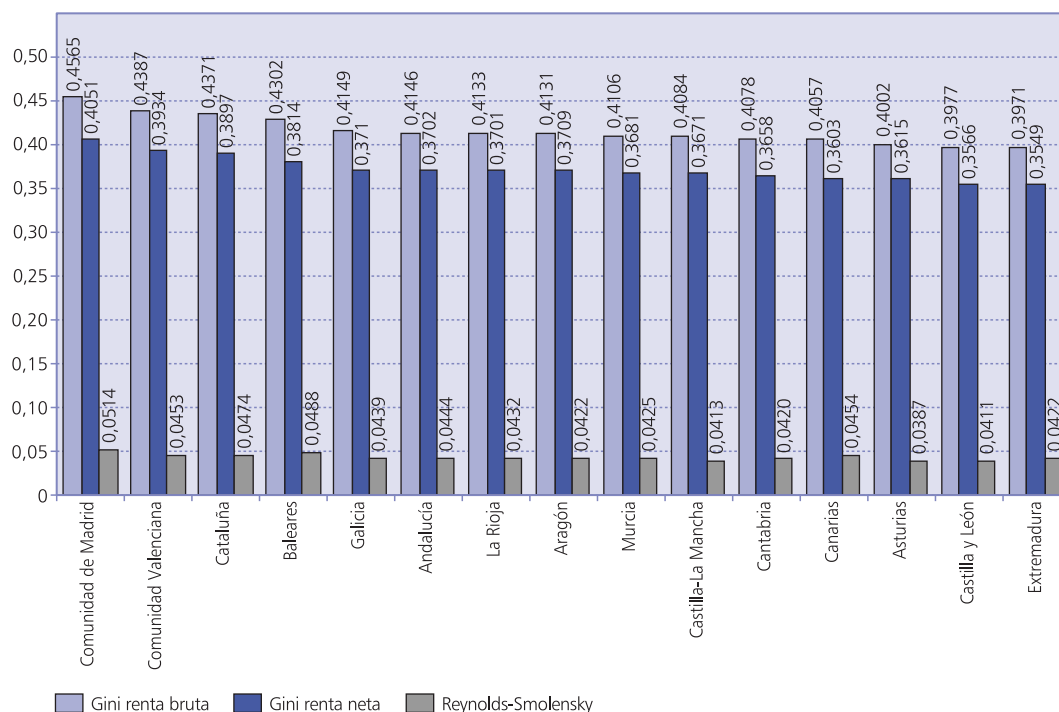
Para el año 2007, se presentan en el gráfico 1 los valores del Índice de Gini de la renta antes y después del pago del IRPF para los dos grupos considerados, así como la diferencia entre ambos, el Índice de Reynolds-Smolensky.

Los valores de los índices para cada comunidad autónoma aparecen ordenados de mayor a menor desigualdad inicial, de manera que en el año 2007 la mayor desigualdad de la renta sometida a IRPF aparece en la Comunidad de Ma-

drid, y la menor en Extremadura. Para todas la CC.AA. el efecto del IRPF es redistributivo, al descender el valor del Índice de Gini de la renta neta (o al comprobar el valor siempre positivo del Reynolds-Smolensky). La aplicación del gravamen produce ciertas reordenaciones en términos de desigualdad entre las CC.AA., como en el caso de Murcia, que se sitúa como más desigualitaria que Aragón en términos de renta neta, o Asturias, más desigualitaria en términos de renta neta que Canarias. El efecto redistributivo no siempre es mayor en el caso de una desigualdad mayor de la renta de partida. Aunque en la Comunidad de Madrid se observa el mayor efecto redistributivo (R-S: 0,051), también se comprueba que Canarias presenta un R-S bastante elevado (0,045), siendo una de las

GRÁFICO 1

ÍNDICES DE GINI DE LA RENTA BRUTA Y NETA Y R-S POR CC.AA. PARA 2007



CC.AA. menos desiguales en renta bruta del conjunto. El menor efecto redistributivo se presenta en Asturias (R-S: 0,038).

Para el año 2009, el gráfico 2 describe de nuevo la desigualdad de las rentas bruta y neta y la contribución del IRPF al efecto redistributivo. La posición relativa en términos de desigualdad de la renta bruta se altera de forma considerable. La Comunidad de Madrid sigue siendo la más desigual del conjunto, pero hay varias CC.AA. que empeoran su situación relativa, como son Baleares, Extremadura, Canarias, Murcia y Cantabria, en beneficio de las restantes. Las conclusiones obtenidas en términos de efectos redistributivos se repiten en el año 2009: en todas las CC.AA. se comprue-

ba un efecto redistributivo del IRPF, que es máximo en la Comunidad de Madrid (R-S: 0,055) y mínimo en Asturias (R-S: 0,040). El efecto redistributivo no es mayor en las CC.AA. con mayor desigualdad de partida.

Para cada comunidad autónoma se ha calculado la desigualdad para cada uno de los dos grupos considerados y los resultados para ambos periodos se presentan en el cuadro n.º 8.

La desigualdad de la renta en el grupo 0 es sistemáticamente mayor que la del grupo 1, prácticamente se duplica el valor del Índice de Gini de la renta bruta. La Comunidad de Madrid es la que presenta una mayor desigualdad de la renta bruta y neta indepen-

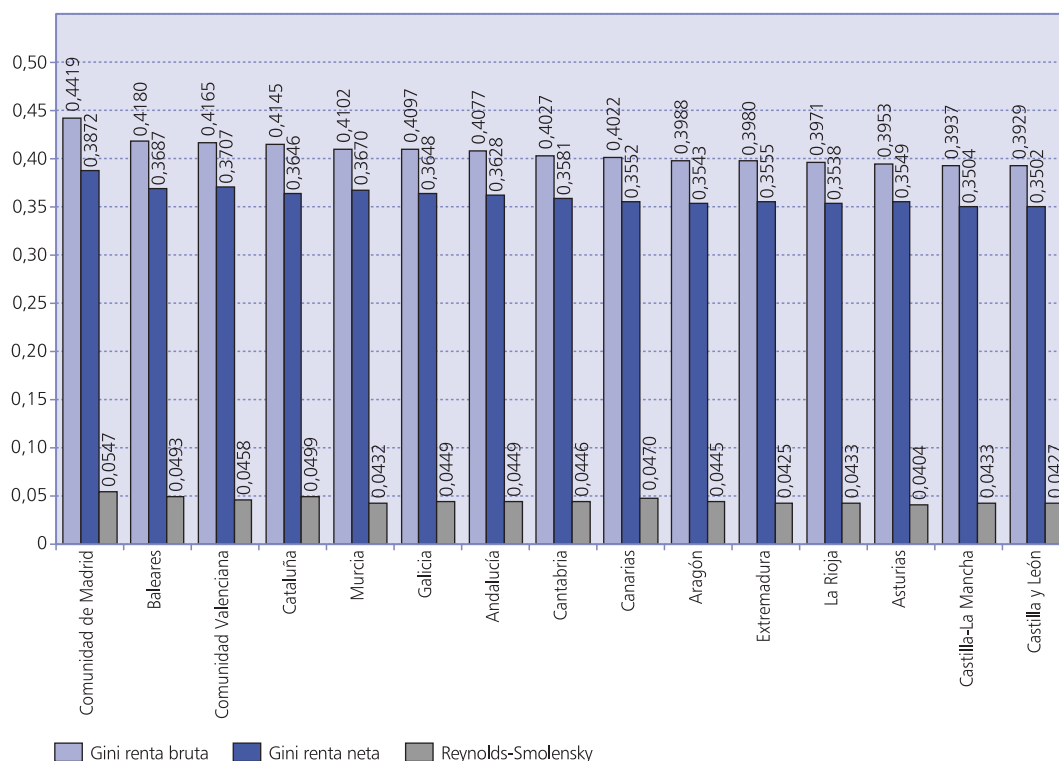
dientemente del grupo considerado ($G_X^0 = 0,672$, $G_{X-T}^0 = 0,638$, $G_X^1 = 0,408$ y $G_{X-T}^1 = 0,354$). Asturias presenta la menor desigualdad de la renta bruta en el colectivo en que el trabajo es la fuente principal ($G_X^1 = 0,345$), y en ese mismo grupo, la menor desigualdad neta se logra en Castilla-La Mancha ($G_{X-T}^1 = 0,305$).

El efecto redistributivo es mayor en el grupo 1 que en el grupo 0 en todas las CC.AA., a pesar de que la desigualdad de partida es mucho menor para aquellos que cuentan con el trabajo como fuente principal de renta.

Los resultados apuntados para el año 2007 se mantienen en cierta medida en el año 2009: la desigualdad en el grupo de los que

GRÁFICO 2

ÍNDICES DE GINI DE LA RENTA BRUTA Y NETA Y R-S POR CC.AA. PARA 2009



CUADRO N.º 8

GINI DE LA RENTA BRUTA (G_X), DE LA RENTA NETA (G_{X-T}) Y (R-S) POR GRUPOS DE RENTA

	Grupo 0			Grupo 1		
	2007					
	G_X	G_{X-T}	R-S	G_X	G_{X-T}	R-S
Andalucía	0,606	0,566	0,040	0,364	0,321	0,043
Aragón	0,599	0,562	0,038	0,360	0,318	0,042
Cantabria	0,611	0,576	0,035	0,353	0,311	0,042
Castilla y León	0,567	0,530	0,037	0,350	0,309	0,041
Castilla-La Mancha	0,644	0,615	0,029	0,347	0,305	0,042
Cataluña	0,627	0,590	0,037	0,384	0,335	0,049
Comunidad de Madrid	0,672	0,638	0,034	0,409	0,354	0,055
Comunidad Valenciana	0,656	0,621	0,035	0,370	0,325	0,045
Extremadura	0,548	0,509	0,038	0,359	0,316	0,042
Galicia	0,607	0,569	0,038	0,365	0,321	0,044
Baleares	0,604	0,565	0,039	0,375	0,325	0,050
Canarias	0,578	0,541	0,036	0,367	0,321	0,046
La Rioja	0,582	0,544	0,038	0,351	0,308	0,042
Asturias	0,621	0,587	0,033	0,345	0,306	0,039
Murcia	0,598	0,560	0,038	0,361	0,319	0,041
2009						
Andalucía	0,599	0,560	0,039	0,365	0,320	0,045
Aragón	0,593	0,555	0,038	0,348	0,303	0,045
Cantabria	0,617	0,583	0,035	0,348	0,302	0,046
Castilla y León	0,574	0,537	0,036	0,345	0,302	0,044
Castilla-La Mancha	0,595	0,560	0,035	0,347	0,302	0,045
Cataluña	0,594	0,554	0,040	0,367	0,316	0,052
Comunidad de Madrid	0,652	0,617	0,036	0,398	0,339	0,058
Comunidad Valenciana	0,622	0,583	0,038	0,367	0,321	0,046
Extremadura	0,558	0,522	0,037	0,361	0,317	0,044
Galicia	0,610	0,573	0,038	0,360	0,314	0,046
Baleares	0,605	0,567	0,037	0,368	0,317	0,051
Canarias	0,573	0,534	0,039	0,367	0,318	0,048
La Rioja	0,576	0,538	0,038	0,343	0,299	0,044
Asturias	0,633	0,598	0,034	0,340	0,299	0,041
Murcia	0,612	0,574	0,038	0,365	0,322	0,043

Notas:

Grupo 0 es el grupo de declarantes cuya renta principal no procede de la renta del trabajo; Grupo 1 corresponde al grupo de declarantes cuya fuente principal de renta son las rentas del trabajo.

G_X : Índice de Gini de la renta bruta; G_{X-T} : Índice de Gini de la renta neta; R-S: Índice de Reynolds-Smolensky.

no tienen la renta de trabajo como fuente principal prácticamente duplica a la del grupo que sí la tienen; el efecto redistributivo es siempre positivo y mayor para cualquier comunidad autónoma en el grupo 1 y, además, la magnitud de este efecto no está ligada a la desigualdad de partida; la Comunidad de Madrid es la más desigual en términos brutos y netos cualquiera que sea la fuente principal de renta considerada: ($G_X^0 = 0,652$, $G_{X-T}^0 = 0,617$,

$G_X^1 = 0,398$ y $G_{X-T}^1 = 0,339$); la menor desigualdad en renta bruta en el grupo 0 se presenta en Extremadura ($G_X^0 = 0,558$); la menor desigualdad en renta bruta en el grupo 1 la logra Asturias ($G_X^1 = 0,340$), y en la renta neta, los menores valores se alcanzan en Extremadura en el grupo 0 ($G_{X-T}^0 = 0,522$) y en Asturias en el grupo 1 ($G_{X-T}^1 = 0,299$).

Se ha efectuado la descomposición de la desigualdad antes y

después de pagar el IRPF para cada una de las CC.AA. en los tres componentes aditivos inter-grupos, intra-grupos y solapamiento. Los resultados para el año 2007 de la contribución a la explicación del valor del Índice de Gini de la renta bruta y neta de IRPF se presentan en valores numéricos en el cuadro n.º 9. La contribución a la desigualdad global de la renta bruta por la inequidad que existe dentro de cada uno de los dos grupos es siempre el factor de

CUADRO N.º 9

DESCOMPOSICIÓN PORCENTUAL DEL VALOR DEL ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA BRUTA Y NETA POR CC.AA.

	<i>Intra-grupos (bruta)</i>	<i>Intra-grupos (neta)</i>	<i>Inter-grupos (bruta)</i>	<i>Inter-grupos (neta)</i>	<i>Solapamiento (bruta)</i>	<i>Solapamiento (neta)</i>
2007						
Andalucía	63,05	62,81	3,09	1,43↓	33,86	35,76↑
Aragón	61,68	61,23	3,48	2,44↓	34,85	36,33↑
Cantabria	62,45	61,89	3,24	1,99↓	34,30	36,11↑
Castilla y León	62,15	61,65	1,93	3,36↑	35,93	35,00↓
Castilla-La Mancha	61,15	60,43	1,51	3,31↑	37,34	36,26↓
Cataluña	62,40	61,62	4,97	4,51↓	32,63	33,86↑
Comunidad de Madrid	67,29	66,15	6,07	6,27↑	26,65	27,58↑
Comunidad Valenciana	59,36	58,99	12,37	11,37↓	28,27	29,64↑
Extremadura	63,94	63,64	0,80	2,48↑	35,26	33,88↓
Galicia	63,38	62,84	1,03	2,54↑	35,59	34,62↓
Baleares	60,22	59,76	7,23	6,00↓	32,55	34,24↑
Canarias	66,91	66,43	4,16	3,21↓	28,93	30,37↑
La Rioja	56,96	56,71	7,66	6,10↓	35,38	37,19↑
Asturias	63,36	62,74	1,02	2,31↑	35,62	34,95↓
Murcia	63,19	63,19	7,32	5,59↓	29,48	31,22↑
2009						
Andalucía	66,41	65,78	5,02	6,65↑	28,58	27,58↓
Aragón	63,06	62,29	1,63	2,93↑	35,31	34,78↓
Cantabria	62,95	61,95	2,16	3,40↑	34,88	34,64↓
Castilla y León	62,88	62,00	7,73	9,26↑	29,40	28,75↓
Castilla-La Mancha	65,19	64,18	8,18	9,68↑	26,62	26,14↓
Cataluña	63,51	62,56	0,85	1,75↑	35,64	35,69↑
Comunidad de Madrid	67,95	66,62	1,51	1,34↓	30,55	32,04↑
Comunidad Valenciana	64,57	64,03	0,71	0,77↑	34,72	35,20↑
Extremadura	66,00	65,35	6,96	8,56↑	27,04	26,09↓
Galicia	64,01	63,17	6,22	7,87↑	29,77	28,96↓
Baleares	62,75	62,02	1,18	0,38↓	36,07	37,60↑
Canarias	68,12	67,48	1,51	2,69↑	30,37	29,83↓
La Rioja	60,33	59,65	2,36	3,84↑	37,31	36,51↓
Asturias	64,43	63,51	6,38	7,83↑	29,18	28,66↓
Murcia	66,16	65,75	0,28	1,75↑	33,57	32,51↓

mayor peso explicativo, seguido del efecto solapamiento, y siendo la desigualdad inter-grupos el factor de menor importancia. Este patrón se repite para todas las CC.AA. Además, el pago de IRPF apenas cambia el peso explicativo, pero siempre lo modifica de la misma manera, como se explica a partir de los valores del cuadro n.º 9.

La desigualdad total viene explicada fundamentalmente por la existente dentro de cada uno de los grupos considerados, que, como se mostró en el cuadro n.º 8,

es considerablemente menor en el grupo de declarantes que tienen la renta laboral como principal fuente. El pago del IRPF genera un descenso de la importancia relativa de este componente (excepto para Murcia, que mantiene el mismo peso del 63,19 por 100 en la desigualdad de rentas bruta y neta). En cuanto al peso del componente de la desigualdad entre los dos grupos, podemos decir que es el componente de menor relevancia para cualquiera de las CC.AA. La comunidad autónoma en la que el peso es más importante es la Comunidad Va-

lenciana, tanto para la desigualdad de la renta bruta como neta (12,37 y 11,37 por 100, respectivamente). El componente de solapamiento explica un tercio aproximadamente de la desigualdad total, y en general ocurre que si el pago del IRPF ha elevado la importancia explicativa de la desigualdad del componente inter-grupos, el de solapamiento desciende, y viceversa. Este patrón se da para todas las CC.AA. excepto en la Comunidad de Madrid, donde al comparar el peso explicativo de la desigualdad de la renta bruta y neta se da un incre-

mento del peso de estos dos componentes de forma simultánea.

En 2009, el peso explicativo de cada uno de los componentes es similar al obtenido para el año 2007. Además, como muestran los valores porcentuales del cuadro, el pago del impuesto hace descender el peso de la desigualdad intra-grupos. El peso explicativo de la desigualdad inter-grupos aumenta de forma generalizada al comparar la desigualdad de la renta bruta y neta, salvo para las Comunidades de Madrid y Baleares. El distinto signo en la variación del efecto inter-grupos y solapamiento se mantiene en todas las CC.AA. excepto en la Comunidad Valenciana y Cataluña, donde además crece la importancia de estos efectos al considerar la renta neta. La modificación más destacable entre los dos años aparece en la Comunidad Valenciana, que pasa de ser en 2007 la que mayor peso presenta en la desigualdad inter-

grupos a presentar el mínimo valor en 2009. Este efecto también se observa en Baleares, y en Extremadura ocurre lo contrario, pasa de ser una de las CC.AA. con menor importancia en la desigualdad inter-grupos en la explicación de la desigualdad antes y después de impuestos en 2007, a ser una en las que más pesa este componente en 2009.

3. Comparación entre periodos

También resulta de interés llevar a cabo una comparación entre los años 2007 y 2009 para identificar las diferencias que se encuentran entre el año anterior al comienzo de la crisis y el posterior. Aunque los valores de los índices ya se han presentado en los cuadros anteriores, agrupamos ahora la información en términos de comparabilidad entre los años de interés, para comprobar cuál ha sido el cambio en la

desigualdad de la renta bruta y neta, tanto para el conjunto de la población como para los subgrupos escogidos.

Comenzamos con la desigualdad de la renta bruta, cuyos resultados muestra el cuadro n.º 10. De los datos se extraen las siguientes conclusiones:

— La desigualdad de la renta bruta total cae para todas las CC.AA. en el año 2009 comparado con el 2007, excepto para Extremadura. La comunidad que muestra la menor desigualdad de partida en 2007 y en 2009 es Castilla y León. La más desigual es la Comunidad de Madrid en ambos periodos.

— Dentro del grupo de los que no cuentan con el trabajo como fuente principal de renta, el patrón de variación no es generalizado, aumentando para algunas y descendiendo para otras, al igual que en el grupo de los

CUADRO N.º 10

ÍNDICES DE GINI DE LA RENTA BRUTA TOTAL Y POR SUBGRUPOS

	Total 2007	Total 2009	Grupo 0 2007	Grupo 0 2009	Grupo 1 2007	Grupo 1 2009
Andalucía	0,415	0,408	0,606	0,599	0,364	0,365
Aragón	0,413	0,399	0,599	0,593	0,360	0,348
Cantabria	0,408	0,403	0,611	0,617	0,353	0,348
Castilla y León	0,398	0,393	0,567	0,574	0,350	0,344
Castilla-La Mancha	0,408	0,394	0,644	0,595	0,347	0,347
Cataluña	0,437	0,414	0,627	0,594	0,384	0,367
Comunidad de Madrid	0,456	0,442	0,672	0,652	0,409	0,398
Comunidad Valenciana	0,439	0,416	0,656	0,622	0,370	0,367
Extremadura	0,397	0,398	0,548	0,558	0,358	0,361
Galicia	0,415	0,410	0,607	0,610	0,365	0,360
Baleares	0,430	0,418	0,604	0,605	0,375	0,368
Canarias	0,406	0,402	0,578	0,573	0,367	0,367
La Rioja	0,413	0,397	0,582	0,576	0,351	0,343
Asturias	0,400	0,395	0,621	0,633	0,345	0,340
Murcia	0,411	0,410	0,598	0,612	0,361	0,365
Máx.	0,456	0,442	0,672	0,652	0,409	0,398
Mín.	0,397	0,393	0,548	0,558	0,345	0,340
Media	0,433	0,420	0,629	0,614	0,382	0,374

Nota: Grupo 0 es el grupo de declarantes cuya renta principal no procede de la renta del trabajo; Grupo 1 corresponde al grupo de declarantes cuya fuente principal de renta son las rentas del trabajo.

que cuentan con el trabajo como fuente principal de renta.

— La menor desigualdad en el grupo 0 se presenta para ambos años en Extremadura, y en el grupo 1, en Asturias.

— Por fuentes de renta, y para la renta total, Madrid es la comunidad que presenta mayor desigualdad en ambos periodos.

Tanto en el cuadro n.º 10 como en el cuadro n.º 11 se identifican en negrita los valores máximos y mínimos del Índice de Gini (rentas bruta y neta) para cada comunidad autónoma.

Al referirnos a la renta neta, podemos afirmar que:

— La desigualdad de la renta neta de IRPF es siempre menor en 2009 que en 2007, para todas las CC.AA.

— La desigualdad de la renta neta del grupo 0 cambia entre los

dos años según la comunidad autónoma considerada, para unas crece y para otras decrece.

— La desigualdad de la renta neta del grupo 1 decrece en 2009 respecto a 2007 en todas las CC.AA.

Por último, y con el fin de comprobar los cambios que se han producido entre los años 2007 y 2009, se ha analizado de qué modo se modifican las participaciones de la población y de la renta bruta y neta de los dos grupos considerados para cada comunidad autónoma. La información del cuadro n.º 12 se organiza de la siguiente forma: para cada comunidad, se separa renta bruta y renta neta, y a su vez, cada uno de los grupos analizados (0 y 1). Se obtiene tanto la participación que cada grupo presenta en términos de población como de renta, y se compara para los años 2007 y 2009, mostrando la última columna si se ha producido o no cambio entre los años. La par-

ticipación de la población de cada grupo no varía dentro del mismo año, ya que la configuración de los declarantes es la misma. Con el fin de poder interpretar las cifras del cuadro, tomemos el caso de Andalucía, el año 2007 y la renta bruta. El grupo que no tiene el trabajo como fuente principal de renta representa al 18,23 por 100 de la población total de la región y disfruta del 19,51 por 100 de la renta bruta total, indicando que existe una ligera desigualdad en la distribución de la renta entre ambos grupos. Estas proporciones cambian en 2009, de forma que el grupo para el que la renta del trabajo no representa la principal fuente de renta supone el 17,55 por 100 de la población, pero en este año disfruta de un porcentaje menor de renta en relación a su peso poblacional, indicando un empeoramiento relativo. Los resultados se presentan solamente para uno de los grupos, ya que las cifras para el otro se obtienen

CUADRO N.º 11

ÍNDICES DE GINI DE LA RENTA NETA TOTAL Y POR SUBGRUPOS

	Total 2007	Total 2009	Grupo 0 2007	Grupo 0 2009	Grupo 1 2007	Grupo 1 2009
Andalucía	0,3702	0,3628	0,5656	0,5600	0,3209	0,3198
Aragón	0,3709	0,3543	0,5616	0,5555	0,3178	0,3030
Cantabria	0,3658	0,3581	0,5763	0,5826	0,3109	0,3016
Castilla y León	0,3566	0,3502	0,5300	0,5375	0,3093	0,3007
Castilla-La Mancha	0,3671	0,3504	0,6149	0,5596	0,3049	0,3020
Cataluña	0,3897	0,3646	0,5901	0,5541	0,3346	0,3157
Comunidad de Madrid	0,4051	0,3872	0,6384	0,6166	0,3540	0,3394
Comunidad Valenciana	0,3934	0,3707	0,6214	0,5835	0,3246	0,3210
Extremadura	0,3549	0,3555	0,5091	0,5217	0,3162	0,3173
Galicia	0,3710	0,3648	0,5696	0,5726	0,3211	0,3138
Baleares	0,3814	0,3687	0,5652	0,5671	0,3253	0,3172
Canarias	0,3603	0,3552	0,5414	0,5339	0,3212	0,3187
La Rioja	0,3701	0,3538	0,5440	0,5378	0,3084	0,2994
Asturias	0,3615	0,3549	0,5875	0,5985	0,3064	0,2989
Murcia	0,3681	0,3670	0,5602	0,5737	0,3195	0,3223
Máx.	0,4051	0,3872	0,6384	0,6166	0,3540	0,3394
Mín.	0,3549	0,3502	0,5091	0,5217	0,3049	0,2989
Media	0,3864	0,3714	0,5922	0,5757	0,3334	0,3237

Nota: Grupo 0 es el grupo de declarantes cuya renta principal no procede de la renta del trabajo; Grupo 1 corresponde al grupo de declarantes cuya fuente principal de renta son las rentas del trabajo.

CUADRO N.º 12

PARTICIPACIÓN DE LA POBLACIÓN Y LA RENTA DE CADA GRUPO Y CAMBIOS

		2007			2009		¿Qué es mayor el porcentaje de participación de la población o de la renta?		
		1	2	3	4	5	2007	2009	Cambio
Andalucía	Renta bruta	0 1	0,182 0,817	0,195 0,805	0,175 0,824	0,155 0,845	Renta	Población	Cambia
	Renta neta	0 1	0,182 0,817	0,188 0,812	0,175 0,824	0,151 0,849	Renta	Población	Cambia
Aragón	Renta bruta	0 1	0,191 0,809	0,205 0,794	0,189 0,811	0,182 0,818	Renta	Población	Cambia
	Renta neta	0 1	0,191 0,809	0,200 0,800	0,189 0,811	0,178 0,823	Renta	Población	Cambia
Cantabria	Renta bruta	0 1	0,181 0,819	0,194 0,806	0,185 0,815	0,177 0,823	Renta	Población	Cambia
	Renta neta	0 1	0,181 0,819	0,188 0,812	0,185 0,815	0,173 0,827	Renta	Población	Cambia
Cast. y León	Renta bruta	0 1	0,203 0,797	0,196 0,804	0,204 0,796	0,173 0,826	Población	Población	No cambia
	Renta neta	0 1	0,203 0,797	0,191 0,809	0,204 0,796	0,171 0,829	Población	Población	No cambia
C.-La Mancha	Renta bruta	0 1	0,197 0,802	0,191 0,809	0,184 0,816	0,152 0,848	Población	Población	No cambia
	Renta neta	0 1	0,198 0,802	0,185 0,815	0,184 0,816	0,150 0,850	Población	Población	No cambia
Cataluña	Renta bruta	0 1	0,183 0,817	0,205 0,795	0,190 0,810	0,186 0,814	Renta	Población	Cambia
	Renta neta	0 1	0,183 0,817	0,209 0,799	0,190 0,810	0,183 0,816	Renta	Población	Cambia
C. Madrid	Renta bruta	0 1	0,142 0,858	0,170 0,830	0,150 0,850	0,157 0,843	Renta	Renta	No cambia
	Renta neta	0 1	0,142 0,858	0,168 0,832	0,150 0,850	0,155 0,844	Renta	Renta	No cambia
C. Valenciana	Renta bruta	0 1	0,178 0,822	0,232 0,768	0,173 0,827	0,176 0,824	Renta	Renta	No cambia
	Renta neta	0 1	0,178 0,822	0,223 0,777	0,173 0,827	0,170 0,829	Renta	Población	Cambia
Extremadura	Renta bruta	0 1	0,194 0,806	0,191 0,809	0,189 0,811	0,161 0,839	Población	Población	No cambia
	Renta neta	0 1	0,194 0,806	0,185 0,815	0,189 0,811	0,158 0,842	Población	Población	No cambia

CUADRO N.º 12 (continuación)

PARTICIPACIÓN DE LA POBLACIÓN Y LA RENTA DE CADA GRUPO Y CAMBIOS

		2007			2009		¿Qué es mayor el porcentaje de participación de la población o de la renta?		
		1	2	3	4	5	2007	2009	Cambio
Galicia	Renta bruta	0	0,188	0,184	0,191	0,166	Población	Población	No cambia
		1	0,811	0,816	0,809	0,834			
	Renta neta	0	0,188	0,179	0,191	0,162	Población	Población	No cambia
		1	0,811	0,821	0,809	0,838			
Balears	Renta bruta	0	0,198	0,229	0,190	0,195	Renta	Renta	No cambia
		1	0,802	0,770	0,810	0,805			
	Renta neta	0	0,198	0,221	0,190	0,189	Renta	Población	Cambia
		1	0,802	0,779	0,810	0,811			
Canarias	Renta bruta	0	0,157	0,174	0,162	0,156	Renta	Población	Cambia
		1	0,843	0,826	0,838	0,844			
	Renta neta	0	0,157	0,169	0,162	0,152	Renta	Población	Cambia
		1	0,843	0,831	0,838	0,848			
La Rioja	Renta bruta	0	0,226	0,258	0,215	0,206	Renta	Población	Cambia
		1	0,774	0,742	0,785	0,794			
	Renta neta	0	0,226	0,249	0,215	0,201	Renta	Población	Cambia
		1	0,774	0,751	0,785	0,799			
Asturias	Renta bruta	0	0,178	0,174	0,176	0,151	Población	Población	No cambia
		1	0,822	0,826	0,824	0,849			
	Renta neta	0	0,178	0,170	0,176	0,148	Población	Población	No cambia
		1	0,822	0,830	0,824	0,852			
Murcia	Renta bruta	0	0,171	0,201	0,165	0,164	Renta	Población	Cambia
		1	0,829	0,799	0,834	0,836			
	Renta neta	0	0,171	0,191	0,165	0,159	Renta	Población	Cambia
		1	0,829	0,809	0,834	0,841			

Nota: La columna 1 recoge: Grupo 0 es el grupo de declarantes cuya renta principal no procede de la renta del trabajo, y Grupo 1 es el grupo de declarantes cuya renta principal procede de la renta del trabajo. La columna 2 recoge la participación en la población en 2007 y la columna 3 presenta la participación en la renta en 2007. Las columnas 4 y 5 recogen participación en población y renta en 2009.

por complementariedad. La última columna indica si se ha producido cambio entre ambos periodos («Cambia»). Todos los cambios observados indican un empeoramiento o mantenimiento de la situación para el grupo 0, ya que el cambio no se produce nunca en sentido que pese más la población en 2007 y la renta en 2009 (cosa que sí ocurre para el grupo que percibe renta salarial como fuente principal).

IV. IMPLICACIONES PARA EL SISTEMA FISCAL

El análisis realizado indica que el IRPF contribuye a mantener los índices de progresividad y distribución incluso en momentos como la crisis actual, en la que se están produciendo cambios tan importantes en las condiciones de vida de numerosos ciudadanos, de acuerdo con los datos de encuestas como la ECV. No obs-

tante, hemos de ser cautelosos al interpretar los resultados que obtenemos en este trabajo porque, si bien utilizamos la base de registros del IRPF más reciente, esta no constituye el reflejo de la situación económica en 2012, que ha continuado deteriorándose desde 2009. De hecho, la evolución de rentas y otros indicadores como la tasa de riesgo de pobreza indican la gravedad de la situación y el riesgo de empeorar

la cohesión social de la que hemos disfrutado durante las últimas décadas. Un segundo problema con los datos es que se encuentran fuera del foco de los registros de declarantes todos los que no están obligados a declarar o son no declarantes. Si bien a los efectos de calcular índices de progresividad o redistribución la muestra que hemos usado es adecuada, cuando deseamos ir más allá de estos conceptos resulta imprescindible considerar a toda la población y no a la selección que se produce en los registros de los contribuyentes obligados a declarar por IRPF.

No cabe duda de que el sistema fiscal es un arma fundamental para la lucha contra la desigualdad, y que la capacidad redistributiva del IRPF es innegable. Así se ha mostrado para todas las CC.AA. y para el total nacional al comparar dos años, uno anterior y otro posterior a la crisis. No obstante, no puede dejarse toda la responsabilidad en el logro de la redistribución deseable a la capacidad redistributiva del IRPF. La observación de la situación actual pone de manifiesto que son otras las herramientas redistributivas que deben ponerse en marcha (o no modificarse o eliminarse), y para realizar las recomendaciones de forma coherente y con una visión generalizada debería tenerse en cuenta que:

1) El IRPF no es pagado por toda la población, y son precisamente los extremos de la distribución de renta los que quedan fuera —y por tanto tampoco aparecen en los estudios— si la herramienta utilizada es la información fiscal procedente de esta figura impositiva. En los extremos de renta más baja es donde la redistribución es más necesaria, y la caracterización de este colectivo debe llevarse a cabo con bases de

datos alternativos como la ECV, esencial para el análisis de la pobreza. La población mejor situada no es la que trabaja de forma asalariada, y son otras las vías, y no el IRPF, las que informan de manera más adecuada de su situación (si para caracterizar aspectos relacionados con la pobreza la ECV proporciona información muy útil, para caracterizar determinados hogares e individuos en función de la riqueza se puede utilizar la *Encuesta Financiera de las Familias* del Banco de España).

2) Es precisamente la separación en el estudio de los efectos redistributivos, por no contar con una base de renta bruta y renta que represente bien a las colas extremas de la distribución, lo que genera que se realicen análisis parciales de dichos efectos que se logran a través del IRPF y otras figuras. Si se contase con una buena base de microdatos que recogiese de forma fidedigna tanto las rentas como las contribuciones impositivas de las colas bajas y altas de la distribución de rentas, sería más fácil argüir si existe mayor margen en determinados grupos para que contribuyan más a la política de redistribución.

3) En un contexto de crisis económica aguda en el que es preciso recortar el gasto público e incrementar los ingresos, la racionalidad en la actuación de la política fiscal es más deseable que nunca. Si la política redistributiva por la vía del gasto no puede ser expansiva y si al mismo tiempo se eleva la carga impositiva en aquellas bases más inmóviles como las rentas laborales y determinadas decilas de la distribución, puede caer en el riesgo de olvidar que la finalidad recaudatoria no es la única para la que se diseñan los impuestos. Realizar análisis completos de la redistribución lograda en el sistema fiscal en su conjunto

sería deseable, además de analizar la progresividad o redistribución logradas por las figuras tributarias por separado.

4) Nuevamente, en un contexto de crisis es necesario no olvidar que la explotación de las bases impositivas y los recursos que afloran de forma transparente puede no ser suficiente, y tampoco resulta ser lo más justo. En la situación actual, una vía de mejora en la recaudación y redistribución de recursos lo constituiría la lucha decidida contra el fraude.

5) El informe Mirrlees (IFS, 2011) recomienda la integración, por lo que se refiere a los impuestos sobre las rentas individuales, de cuotas a la Seguridad Social y del sistema de subsidios y prestaciones. Si esto fuera así, y desde la academia pudiéramos disponer de bases de datos con todos estos componentes, los análisis serían más ricos y permitirían acercar mucho más los resultados de la investigación al proceso real de toma de decisiones de política económica, en general, y fiscal, en particular. Parece, no obstante, que también en estos temas estamos lejos de los países más desarrollados de nuestro entorno europeo próximo.

6) El diseño de un sistema fiscal, y en particular de un impuesto sobre la renta, debe tener en cuenta los principios que se consideran deseables y constatar a posteriori en qué medida se alcanzan. Si la progresividad y la redistribución se consideran deseables en nuestro país, podemos decir que el IRPF contribuye a alcanzarlos. Si la neutralidad lo es, no podemos afirmar lo mismo, por lo menos en lo que se refiere a las fuentes de renta. Se ha analizado la contribución al efecto redistributivo, pero de camino se ha puesto de manifiesto que la actuación

sobre los dos grupos considerados no es la misma en los años 2007 y 2009. En cualquier caso, redistribución y neutralidad no son principios incompatibles, y para un grado determinado de progresividad del sistema (como forma de contribuir a la redistribución), es posible lograr tratamientos más neutrales si así se desea. Estas consideraciones ponen de manifiesto la conveniencia de repensar desde la academia todo el sistema fiscal y dotarse de evidencia y argumentos para convencer a los decisores de la necesidad de una reforma profunda.

V. CONCLUSIONES

Este trabajo se ha centrado en el análisis de la desigualdad de la renta de los declarantes por IRPF en los años 2007 y 2009, antes y después de pagar el impuesto. Se ha analizado el efecto redistributivo así como la progresividad logrados por el impuesto. La población se ha descompuesto en dos grupos (los declarantes que cuentan con rentas laborales como recurso principal y los que no), y se han comprobado las diferencias que se producen entre ellos en términos distributivos para cada una de las CC.AA. y a lo largo del periodo considerado. Las conclusiones más importantes se resumen a continuación.

En primer lugar, y en relación con el análisis global sobre el territorio común, podemos afirmar que:

- El IRPF español es progresivo y redistributivo en su conjunto. En los dos años analizados se comprueba que el valor de los índices de Reynolds-Smolensky y Kakwani son positivos, y de mayor magnitud en 2009 que en 2007.

- La desigualdad de la renta antes de pagar IRPF es mucho

menor en el grupo de declarantes cuya renta procede fundamentalmente del trabajo que en el resto. Este colectivo es al mismo tiempo el de mayor peso en el conjunto, lo que hace que lo que ocurra con ellos condicione en gran medida los resultados sobre el total.

- Si se desagrega el análisis por grupos, dada la importancia de las rentas laborales en el conjunto total de rentas, el impuesto sobre la renta genera un efecto de disminución de la desigualdad para todos los tipos de renta (que obviamente se mantiene para el conjunto), y el efecto redistributivo (medido por el Índice de Reynolds-Smolensky) es mayor para los declarantes cuya renta procede fundamentalmente del trabajo que para el resto.

- El impuesto sobre la renta se muestra progresivo (medido por el Índice de Kakwani) para cualquier grupo de rentas considerado (por separado y para el conjunto), y la progresividad, al igual que el efecto redistributivo, es mayor sobre los declarantes cuya renta procede fundamentalmente del trabajo.

El análisis por CC.AA. ha revelado que:

- Existen diferencias de partida en la desigualdad observada en la renta de los declarantes por CC.AA. Aunque se observan diferencias entre los años analizados, podemos situar en el grupo de las que muestran menor nivel de desigualdad a Castilla y León, Asturias y Extremadura, mientras que entre las más desiguales se encuentran Madrid, Comunidad Valenciana, Baleares y Cataluña.

- La Comunidad de Madrid aparece sistemáticamente como la más desigual antes y después de impuestos, para las dos fuen-

tes de renta analizadas y en los dos años considerados.

- Para todas las CC.AA. y en los dos años considerados ocurre que la desigualdad de las rentas cuya fuente principal no es el trabajo supera con creces la del grupo de perceptores de rentas laborales, de hecho prácticamente se duplican los valores del Índice de Gini.

- El IRPF contribuye a la disminución de la desigualdad en ambos grupos a lo largo del periodo estudiado, y el efecto redistributivo es sistemáticamente mayor en el grupo de perceptores de rentas laborales. Es decir, que en el grupo donde la desigualdad de partida es más grande, el efecto redistributivo es más pequeño.

- El peso de los distintos componentes en la explicación de la desigualdad se mantiene en términos generales en la renta bruta y la renta neta en los dos años analizados: la desigualdad intra-grupos explica algo más del 60 por 100 de la desigualdad total, entre el 30 y 35 por 100 recae sobre el solapamiento de los grupos, y el resto (menos del 10 por 100) es explicado por la desigualdad inter-grupos. Algunas excepciones a esta regla se observan en la Comunidad Valenciana y en Extremadura.

La comparación entre los años 2007 y 2009 revela que:

- La desigualdad de las rentas de partida, antes de impuestos, desciende en el año 2009 con respecto a la existente en 2007. Porcentualmente desciende más entre las rentas de declarantes que obtienen fundamentalmente rentas del trabajo.

- La desigualdad de la renta neta también desciende en el año

2009 con respecto al 2007, y lo hace porcentualmente más que la desigualdad de la renta bruta. El patrón de descenso se mantiene entre los grupos.

— El efecto redistributivo del IRPF se incrementa en 2009 con respecto a 2007, y lo hace más porcentualmente sobre las rentas que proceden del trabajo.

— El efecto de progresividad también se incrementa entre 2007 y 2009, si bien lo hace más en términos porcentuales en el caso de los declarantes que no cuentan con el trabajo como fuente principal de renta.

En cuanto a consideraciones generales, debemos destacar que:

— El IRPF no es un impuesto extensivo, que grave todas las rentas de la misma forma. Se aproxima más a una estructura dual. En cualquier caso, esta falta de neutralidad en el diseño se traduce en una falta de neutralidad en los efectos, que, añadida a la desigualdad existente de partida, hace que los resultados obtenidos en el grupo de perceptores —fundamentalmente de rentas laborales— y los obtenidos para el resto de la población sean diferentes.

— El IRPF contribuye a disminuir la desigualdad de la renta, pero no hay que olvidar que, pese a su capacidad redistributiva, existen más instrumentos al servicio del logro de la equidad que conviene que se utilicen en tiempos tan duros como los que actualmente estamos viviendo.

BIBLIOGRAFÍA

- ARAAR, A. (2006), «On the Decomposition of the Gini Coefficient: an Exact Approach with an Illustration Using Cameroonian Data», CIRPÉE, Working Paper 02/06.
- INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES (IFS), y MIRRLEES, J. (Eds.) (2011), *Tax By Design: The Mirrlees Review*, Oxford University Press. Disponible en: <http://www.ifs.org.uk/mirrleesreview/design/taxbydesign.pdf>.
- ONRUBIA, J., y PICOS, F. (2012), «Progresividad, redistribución y bienestar a través del IRPF español en el periodo 1999-2007», *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, 1/2012.
- PÉREZ, C.; BURGOS, M.J.; HUETE, S., y GALLEGO, C. (2012), «La muestra de IRPF de 2009: Descripción general y principales magnitudes», *Documentos del Instituto de Estudios Fiscales*, 11/2012.
- PICOS, F.; PÉREZ, C., y GONZÁLEZ, M.C. (2011), «La muestra de declarantes de IRPF en 2007: descripción general, y principales magnitudes», *Documentos del Instituto de Estudios Fiscales*, 1/2011.

APÉNDICE

ÍNDICES Y DESCOMPOSICIÓN

Para llevar a cabo el análisis de progresividad y redistribución logrado por el IRPF en los años 2007 y 2009, se han utilizado el índice de Reynolds-Smolensky, obtenido a partir de la diferencia del Índice de Gini de la renta antes de pagar impuestos y después de haberlos pagado, así como el Índice de Kakwani como medida de la progresividad, obtenido por diferencia entre el índice de concentración del impuesto y el valor del Índice de Gini de la renta bruta.

La interpretación de la descomposición del Índice de Gini por subgrupos se lleva a cabo siguiendo a Araar (2006).

Definimos la privación relativa de una unidad i comparada con otra j como:

$$\delta_{ij} = (y_j - y_i) = y_j - y_i \text{ si } y_j < y_i, 0 \text{ en otro caso.}$$

La privación esperada del hogar i es igual a:

$$\bar{\delta}_i = \frac{\sum_{j=1}^N (y_j - y_i)}{N}$$

Y el Índice de Gini se puede escribir como:

$$IG = \sum_{i=1}^N \frac{\bar{\delta}_i}{\mu_y N} = \frac{\bar{\delta}}{\mu}$$

Expresado de esta forma, el Índice de Gini (IG) es la ratio entre la media de la privación esperada y la media de la renta.

Si descomponemos la población en subgrupos, el IG se puede escribir como:

$$IG = \sum_{g=1}^G p p_g \cdot p r_g \cdot IG_g + \tilde{IG}$$

Es decir, el Índice de Gini global se puede obtener como la suma del Índice de Gini de cada subgrupo ponderado por su participación en población y en renta, más un componente que es igual al Índice de Gini cuando se ignora la privación relativa dentro del grupo. La interpretación del componente \tilde{IG} es la privación inter-grupos esperada normalizada por la media de la renta. Este componente puede descomponerse en la forma tradicional en la suma de la desigualdad inter-grupos y el solapamiento. La desigualdad inter-grupos asume el cálculo de la desigualdad entre todos los grupos como si se tratase de unidades que cuentan con la renta media del grupo, y el residuo hasta el valor total de la desigualdad recoge el efecto de que la renta entre los grupos (excluyentes) se solapa.

SOBRE LA REGRESIVIDAD DE LA IMPOSICIÓN INDIRECTA EN ESPAÑA EN TIEMPOS DE CRISIS: UN ANÁLISIS CON MICRODATOS DE HOGARES

Desiderio ROMERO-JORDÁN

Universidad Rey Juan Carlos

José Félix SANZ-SANZ

Universidad Complutense de Madrid

Juan Manuel CASTAÑER-CARRASCO

Comunidad de Madrid

Resumen

Utilizando microdatos de la Encuesta de Presupuestos Familiares, este artículo ofrece un análisis de la incidencia distributiva de los impuestos indirectos. Los resultados obtenidos indican que tales impuestos tienden hacia la proporcionalidad al tiempo que muestran una nula capacidad redistributiva. Los cálculos han sido efectuados tomando el gasto de los hogares como variable proxy de la renta.

Palabras clave: impuestos indirectos, progresividad, redistribución, hogares.

Abstract

Using microdata from the Family Expenditure Survey (Encuesta de Presupuestos Familiares) this paper evaluates the distributive impact of indirect taxation for Spain. Results suggest that indirect taxes tend to be proportional and non redistributive. Computations have been obtained using family expenditure as a proxy for family incomes.

Key words: excise duties, progressivity, redistribution, households.

JEL classification: H23, H25.

I. INTRODUCCIÓN

CON limitadas excepciones —sanidad, alquiler de vivienda habitual, servicios financieros y seguros—, la práctica totalidad del consumo que realizamos en nuestra actividad diaria está gravada con el Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA). Además, algunos de los gastos sujetos a IVA soportan una carga tributaria adicional a través de los denominados impuestos especiales. Estos tributos recaen formalmente sobre la producción o importación de determinados bienes —hidrocarburos, labores del tabaco, bebidas alcohólicas, cerveza, electricidad y primas de seguros—, aunque la carga se traslada vía precios a los consumidores finales. La norma reguladora de los impuestos especiales justifica este doble gravamen en la existencia de unas externalidades negativas no incorporadas explícitamente en los precios (1). El retorno, vía impuestos, de los costes sociales generados por las externalidades negativas se sustenta, desde un punto de vista micro, en las bajas elasticidades precio que tradicionalmente presentan tales consumos (véase, por ejemplo, Sanz et al., 2003 y 2013). Por este motivo los bienes cuya demanda resulta muy sensible a cambios en precio quedan habitualmente fuera del ámbito de aplicación de las accisas por sus acusados efectos sobre la eficiencia económica (2).

Los últimos datos disponibles reflejan que el peso de los impuestos indirectos en el total de ingresos tributarios fue en 2011 del 42,21 por 100. Esta cifra se encuentra muy próxima al peso relativo del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF), que en ese mismo ejercicio ha sido del 43,15 por 100. Estas dos categorías de impuestos, IRPF e impuestos indirectos, comparten el rol de pilares del sistema tributario pues aportan más de las dos terceras partes de los ingresos tributarios. A pesar de ello, son dos grupos de tributos con marcadas diferencias tanto en lo que respecta a su diseño como a los efectos que generan sobre eficiencia y equidad. Sobre este último aspecto, existe en el subconsciente de los contribuyentes una creencia generalizada de que los impuestos indirectos son fuertemente regresivos (3). En otras palabras, que el tipo medio efectivo decrece a medida que aumenta la renta de los hogares. Sin embargo, como veremos en la sección siguiente, la evidencia empírica disponible no parece avalar esa supuesta regresividad de la imposición indirecta, al menos de una forma tan contundente.

El propósito de este trabajo es aportar nueva evidencia a este debate tomando como ámbito temporal de análisis la fase recesiva en la que se encuentra inmersa la economía española. A tal efecto se han elegido los años 2009 y 2012. En el primero de ellos

no se introdujo ninguna modificación sobre el IVA mientras que el segundo acumula las reformas introducidas en dicha figura tributaria en 2010 y 2012. El trabajo se desarrolla como sigue. La sección II ofrece una recopilación de trabajos donde se analiza la regresividad de los impuestos indirectos en España. La sección III describe la fiscalidad soportada por el consumo. En la sección IV se presentan los datos utilizados y se describen las diferencias en las pautas de consumo de los hogares según su capacidad económica. La sección V muestra la distribución de tipos medios efectivos por niveles de gasto. Los índices globales de progresividad y capacidad redistributiva son presentados en la sección VI. Por último, en la sección VII se presentan las conclusiones.

II. LA MEDIDA DE LA PROGRESIVIDAD Y DE LA CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA: EVIDENCIA PARA ESPAÑA

En su concepción tradicional, la progresividad es una medida de la desviación de la proporcionalidad (Kakwani, 1977a). Siguiendo a Jakobsson (1976) y Kakwani (1977b), un impuesto es más progresivo que otro alternativo cuanto más desigualmente se distribuyan sus cuotas impositivas. Esta separación de la proporcionalidad puede medirse a través del conocido Índice de Kakwani (1977a) como:

$$P^K = 2 \int_0^1 [L_x(p) - L_T^*(p)] \cdot dp = C_T - G_x \quad [1]$$

donde L_x es la distribución de la renta antes de impuestos, L_T es la distribución de cuotas impositivas, C_T es el Índice de concentración de cuotas y G_x es el Índice de Gini de la renta antes de impuestos. Como se puede ver en la expresión [1], este índice mide dos veces el área entre la curva de concentración de las cuotas impositivas, C_T , y la curva de Lorenz de la renta antes de impuestos, G_x . La medida empleada tradicionalmente para computar el poder redistributivo de los impuestos es el conocido Índice de Reynolds-Smolensky (1977), P^{RS} , que cuantifica el doble del área existente entre las curvas de Lorenz de la renta, antes y después de impuestos, es decir:

$$P^{RS} = 2 \int_0^1 [L_{x-T}(p) - L_x(p)] \cdot dp = G_x - G_{x-T} \quad [2]$$

donde L_{x-T} es la distribución de la renta después de impuestos, y G_x es el Índice de Gini de la renta después de impuestos. Su variante relativa es el Índice de Pechman-Okner (1974) definido como:

$$P^{PO} = \frac{G_x - G_{x-T}}{G_x} \quad [3]$$

Cuanto más cercano a cero sea este índice, menor será la capacidad redistributiva del impuesto. Progresividad y capacidad redistributiva de los impuestos son dos conceptos estrechamente relacionados:

$$L_x \geq t \cdot L_T^* + (1 - t) \cdot L_{x-T}^* \quad [4]$$

Como se puede ver en la expresión [4], L_x es una media ponderada por el tipo medio de las curvas de concentración de las cuotas impositivas, L_T^* , y de la renta neta de impuestos, L_{x-T}^* . A partir de la expresión [4] obtenemos la conocida descomposición del Índice de Reynolds-Smolensky en tres factores: capacidad recaudatoria $t/(1-t)$, progresividad y efecto reordenación, D .

$$P^{RS} = \frac{t}{(1-t)} \cdot P^K + (C_{x-T} - G_{x-T}) = \frac{t}{(1-t)} \cdot P^K + D \quad [5]$$

La capacidad recaudatoria se corresponde con el tipo medio efectivo, $t/(1-t)$, calculado como porcentaje entre las cuotas impositivas y la renta bruta total del hogar. Junto a estas llamadas medidas de progresión global, es frecuente la utilización de alguna de las medidas de progresión local propuestas en el conocido trabajo de Musgrave y Thin (1948), entre las que destaca, entre otras, la elasticidad impositiva definida como:

$$E_T = \frac{dT}{dY} \frac{Y}{T} = \frac{t'}{tme} \quad [6]$$

donde t' es el tipo legal y tme es el tipo medio efectivo. Un valor de E_T superior a la unidad es indicativo del carácter progresivo del impuesto, en tanto que valores próximos a 1 e inferiores a 1 muestran, respectivamente, la existencia de proporcionalidad o de regresividad. En el cómputo de E_T la variable Y puede estar definida tanto en términos de gasto como de renta de los hogares, dando lugar a dos medidas alternativas de elasticidad —elasticidad impositiva del gasto, E_T^G , y elasticidad impositiva de la renta, E_T^R . En el terreno empírico, el falseamiento de las cifras de ingresos y de gastos declarados por los entrevistados en las encuestas de presupuestos familiares se traduce en una fuente de controversia a la hora de confirmar o rechazar la supuesta regresividad de los impuestos indirectos. En este sentido, son varios los estudios que computan tanto E_T^G como E_T^R llegando a conclusiones dispares: proporcionali-

dad de la imposición indirecta cuando se emplea el gasto y regresividad cuando se utiliza la renta (Mayo y Salas, 1994; Avellaneda y Maldonado, 2002).

Tal discrepancia en los valores de las elasticidades está estrechamente relacionada con la interacción de dos factores: 1) por la existencia de una severa infradeclaración de los ingresos respecto a los gastos, y 2) como consecuencia de que dicho falseamiento no se distribuye de modo uniforme entre los diferentes niveles de renta (Argimón *et al.*, 1987). Respecto de la primera de las cuestiones, los gastos declarados por los hogares en la EPF 1980-81 superaban en un 16,4 por 100 al de los ingresos netos. Estos últimos eran un 32,1 por 100 inferiores a la renta disponible de los hogares recogida en la Contabilidad Nacional de España (véase Argimón *et al.*, 1987). En este mismo sentido, los ingresos de la EPF 1990-91 estaban subestimados en un 23 por 100 respecto de las cifras de Contabilidad Nacional de España —la citada infradeclaración estaba presente en más del 60 por 100 de los hogares— (Sanz, 1996). Respecto a la segunda de las cuestiones, tanto Argimón *et al.* (1987) como Álvarez *et al.* (1991) han encontrado evidencia de que la infradeclaración de rentas es más acusada en las últimas decilas de renta.

En este contexto, existen dos estrategias para analizar la incidencia distributiva de la imposición indirecta. Una, la seguida en este trabajo, es contrastar la hipótesis de regresividad empleando E_T^R debido al menor falseamiento de las cifras de gasto.

La segunda, computar E_T^R aunque ajustando previamente la distribución de rentas de los hogares. Concretamente, Argimón *et al.* (1987) corrigen la distribución de rentas tomando como referencia las medias provinciales estimadas por el Banco de Bilbao (1986). Alternativamente, Álvarez *et al.* (1991) utilizan una distribución de probabilidad lognormal. Sin embargo, si atendemos a la evidencia disponible, el método de corrección de rentas más que aclarar términos ha añadido nuevos interrogantes en este debate. Concretamente, Argimón *et al.* (1987) concluyen que la estructura de imposición indirecta vigente en 1980 es regresiva con independencia de que se utilicen rentas originales o corregidas. Sin embargo, para ese mismo año, Álvarez *et al.* (1991) llegan a la conclusión de que la imposición indirecta es proporcional. En resumen, el proceso de corrección de rentas podría estar añadiendo «ruido» adicional al que implícitamente llevan ya incorporados los microdatos de las encuestas de presupuestos familiares. La utilización del gasto como *proxy* de la renta tampoco está exento de críticas puesto que no tiene en cuenta la capacidad de ahorro de los hogares (4).

El cuadro n.º 1 presenta una revisión de la escasa literatura existente en España sobre la incidencia distributiva del IVA y de los Impuestos Especiales. Por las razones expuestas anteriormente, nuestra revisión se centrará en los cálculos donde se emplea el gasto como variable *proxy* de la renta. El primero de los trabajos presentados corresponde a Gonzá-

CUADRO N.º 1

EVIDENCIA SOBRE PROGRESIVIDAD Y CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA DE LOS IMPUESTOS INDIRECTOS EN ESPAÑA

Autores	IVA	IE	Total
1. González-Páramo y Salas			
Microdatos de la EPF 1980-81			
Progresividad (Elasticidad impositiva-gasto)	1,0473	—	—
Redistribución (Pechman-Ockner)	0,0188	—	—
2. Mayo y Salas			
Microdatos de la EPF 1980-81			
Progresividad (Elasticidad impositiva-gasto)	1,0674	—	—
Redistribución (Pechman-Ockner)	0,0205	—	—
Redistribución (Reynolds-Smolensky)	0,0069	—	—
3. Avellaneda y Sánchez Maldonado			
Datos referidos al año 1993			
Progresividad (Elasticidad impositiva-gasto)	1,0298	1,2220	1,0843
Redistribución (Pechman-Ockner)	0,0157	0,0033	0,0198
4. Sanz, Romero, Castañer, Prieto y Fernández			
Microdatos de encuesta referidos a 1998			
Progresividad (Kakwani)	—	—	0,0375
Redistribución (Reynolds-Smolensky)	—	—	0,0042

CUADRO N.º 2

EVOLUCIÓN EN LOS TIPOS DE GRAVAMEN DE IVA

	Enero de 1993	Enero de 1995	Julio de 2010	Septiembre de 2012
Superreducido	3	4	4	4
Reducido	6	7	8	10
Normal	15	16	18	21

lez-Páramo y Salas (1991), quienes evalúan el impacto redistributivo asociado a la introducción del IVA en 1986 utilizando para ello los microdatos de la EPF 1980-81. Los resultados obtenidos para la elasticidad-gasto reflejan que el IVA tiende hacia la proporcionalidad (1,0473). El Índice de Pechman-Ockner está muy próximo a cero, lo que muestra una limitada capacidad redistributiva. Mayo y Salas (1994) replican el trabajo anterior tomando como marco de análisis el ejercicio 1989 y confirman los resultados sobre la proporcionalidad del IVA (Índice de Kakwani 1,0674) y su escasa capacidad redistributiva (Índice de Reynolds-Smolesky 0,00690). Avellaneda y Maldonado (2002) obtienen para el ejercicio 1993 una elasticidad impositiva-gasto de 1,02 para el IVA, 1,22 para el conjunto de impuestos especiales y 1,08 para el conjunto de la imposición indirecta. Asimismo, los resultados obtenidos por estos autores reflejan la escasa capacidad redistributiva de los impuestos indirectos.

CUADRO N.º 3

TIPOS DE GRAVAMEN DE IVA EN ESPAÑA TRAS LA REFORMA DE 2012

Tipo superreducido 4%	Tipo reducido 10%	Tipo general 21%
Pan, leche, huevos, frutas y verduras frescas, libros, periódicos, medicamentos para uso humano, coches de minusválidos y prótesis para minusválidos.	Carne, pescado, alimentos elaborados, agua, medicamentos para uso animal, transporte público, hostelería (bares, restaurantes y hoteles), gafas y lentillas. Viviendas nuevas.	Resto de bienes: como bebidas alcohólicas, tabaco, ropa y calzado, medios de transporte privado (automóviles, motos, etc.), carburantes, electricidad, etc. Rehabilitación de viviendas. Entrada a teatro, circo, cine y otros espectáculos, servicios de televisión digital, peluquería, servicios funerarios, flores y plantas, y compra de obras de arte.

Para el conjunto de la imposición indirecta Sanz et al. (2003) obtuvieron para el ejercicio 1998 unos índices de Kakwani y de Reynolds-Smolensky de 0,0375 y 0,0042, indicando nuevamente la tendencia hacia la proporcionalidad y la falta de capacidad redistributiva del impuesto. A efectos comparativos, si tomamos el trabajo de Sanz et al. (2004), el valor del Índice de Kakwani en el IRPF en 2002 era de 0,3270, mientras que el Índice de Reynolds-Smolensky era de 0,03623. Es decir, el valor son, aproximadamente, de los índices de Kakwani y de Reynolds-Smolensky diez veces mayores en el IRPF que los computados para los impuestos indirectos. En resumen, los tra-

CUADRO N.º 4

TIPOS DE GRAVAMEN DE LOS IMPUESTOS ESPECIALES EN LOS AÑOS 2009 Y 2012

	2009	2012	Variación absoluta
1. Espirituosos y licores Accisa por litro de alcohol puro Euros/litro.....	8,3025	8,3025	-
2. Cerveza Grado Plato (de 11 a 15) Euros/litro.....	0,0996	0,0996	-
3.1. Cigarrillos Accisa proporcional % sobre precio venta	57,0	55,0	-2,0
Accisa específica Euros/1.000 unidades.....	10,2	19,0	6,8
3.2. Cigarros puros % sobre precio venta	14,5	15,8	1,3
3.3. Picadura de tabaco Accisa proporcional % sobre precio venta	41,5	41,5	-
Accisa específica Euros/kg (Accisa mínima euros/kg)	6,0 (50)	8,0 (75)	2,0 (25)
3.4. Picadura para pipa Accisa proporcional % sobre precio venta	26,0	28,4	2,4
4. Electricidad Tipo de gravamen (%).....	4,864	4,864	-
5. Gasolina sin plomo Euros/litro.....	0,42469	0,45779	0,0331
6. Gasóleo	0,331	0,331	-
7. Gasóleo para calefacción Euros/litro.....	0,8471	0,8471	-
Impuesto sobre determinados medios de transporte % en función de emisiones	4,74	4,74	-
8. Impuesto especial sobre primas de seguro % sobre precio	6	6	-

bajos mostrados en el cuadro n.º 1 muestran que la imposición indirecta no parece tener rasgos de regresividad cuando tomamos el gasto como indicador de la capacidad económica de los hogares. Asimismo, los impuestos indirectos tienen una estrecha capacidad para reducir las diferencias observadas en la capacidad económica de los hogares.

III. FISCALIDAD DEL CONSUMO

Desde su introducción en el sistema tributario español en 1986, los tipos de IVA han sido modificados en seis ocasiones. Concretamente, en los años 1992 (dos veces), 1993, 1995, 2010 y 2012. La actual estructura de tipos —superreducido, reducido y normal—data de 1993 tras los cambios introducidos por la Directiva 92/77/CEE de 19 de octubre. En aras de conseguir una cierta armonización de tipos, la citada norma estableció un tipo mínimo del 15 por 100 así como uno o dos tipos reducidos no inferiores al 5 por 100 —precisamente se permitió a España un tipo superreducido no inferior al 3 por 100—. El cuadro n.º 2 muestra los cambios que han operado en la estructura del IVA español desde 1993.

Como se puede ver, el tipo superreducido —aplicado fundamentalmente a carne, leche, huevos, frutas, verduras, medicinas, periódicos y revistas— apenas ha sufrido modificaciones en las dos últimas décadas. El tipo reducido —que entre otros soportan los alimentos elaborados, agua, transporte público,

hostelería y vivienda nueva— ha aumentado 2 puntos en los dos últimos años. Por último, el tipo normal que soportan el resto de bienes —entre los que se encuentran las bebidas alcohólicas, tabaco, ropa, calzado, carburantes, así como ciertos bienes de ocio como el cine o el teatro— ha aumentado su tipo de gravamen durante la actual crisis económica en 3 puntos.

El cuadro n.º 3 muestra los tipos de IVA vigentes en España desde el 1 de septiembre de 2012. Esa estructura de tipos de gravamen fue aprobada tras la cumbre de ECOFIN de 10 de julio (Real Decreto Ley 20/2012 de 13 de julio) a fin de alcanzar los objetivos de déficit de 2012. Además de los tipos, la reforma introdujo algunas modificaciones sobre las bases sometidas a gravamen. Por ejemplo, cine, teatro y espectáculos han pasado de estar gravados a tipo normal (antes lo estaban a tipo reducido). Asimismo, la compra de material escolar como lapiceros, cartulinas, cuadernos, etc. ha pasado de estar gravada a tipo superreducido a normal (los libros de texto continúan estando gravados al 4 por 100).

Junto al IVA, el sistema tributario español incluye en su estructura un conjunto de impuestos selectivos sobre el consumo. Desde un punto de vista recaudatorio, los más relevantes son, por este orden, los que recaen sobre hidrocarburos, tabaco, electricidad, alcohol y cerveza (AEAT, 2012). En 2011, la recaudación correspondiente a hidrocarburos representó el 48,9 por 100 de todos los impuestos especiales, seguido del 38,2 por 100 del tabaco y, a

CUADRO N.º 5

COMPOSICIÓN DE LOS GRUPOS DE GASTO

Grupos	Contenido
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas	Todo tipo de alimentos preparados o no. Agua, zumos y todo tipo de bebidas sin alcohol
2 Bebidas alcohólicas	Vino, cerveza y licores
3 Tabaco	Cigarrillos, puros y picadura de tabaco
4 Vestido y calzado	Ropa, calzado y complementos
5 Vivienda	Alquiler, gastos de mantenimiento, comunidad, agua, tasas e impuestos
6 Servicios médicos y farmacia	Servicios médicos, gastos en farmacia, material terapéutico y gastos de desplazamiento de enfermos
7 Carburantes	Gasolina y gasoil
8 Gas	Gas natural y GLP
9 Electricidad	Gastos de electricidad
10 Transporte privado	Gastos de mantenimiento de los automóviles
11 Transporte público	Todo tipo de transporte público de corta y larga distancia
12 Comunicaciones	Servicio postal, telefonía fija y móvil e Internet
13 Ocio y vacaciones	Hoteles, teatros, cines, deporte
14 Enseñanza y cultura	Gastos de enseñanza, libros de texto, material escolar
15 Bienes de consumo duradero	Frigoríficos, lavadoras, muebles, máquinas de coser
16 Otros	Resto de bienes

mucha distancia, del 7,2 por 100 de la electricidad y el 4,06 por 100 del alcohol. Se trata, en general, de impuestos que recaen finalmente sobre bienes generadores de externalidades negativas cuya elasticidad precio es en la mayoría de los casos inferior a la unidad —por ejemplo, Sanz *et al.* (2013) han computado recientemente elasticidades precio para el tabaco y los carburantes próximos a $-0,8$ —. Al igual que el IVA, los tipos de gravamen de las *accisas* fueron objeto de armonización fiscal a través de un conjunto de directivas comunitarias (92/79/CEE; 92/80/CEE; 92/82/CEE y 92/84/CEE para cigarrillos, hidrocarburos, bebidas alcohólicas y alcohol). Dichas normas fijaron unos tipos mínimos de gravamen a los que se han tenido que acomodar las legislaciones de los países de la Unión. El cuadro n.º 4 sintetiza los tipos de gravamen existentes en los impuestos especiales en los años 2009 y 2012 (5). Durante este periodo, los citados tipos de gravamen apenas han sufrido modificaciones, con la clara excepción del impuesto que recaen sobre las distintas labores del tabaco.

IV. MICRODATOS EMPLEADOS: LAS PAUTAS DE CONSUMO DE LOS HOGARES

Este trabajo emplea los microdatos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares de 2010* (EPF-2010)

que contiene información socioeconómica anual para una muestra de 22.203 hogares españoles. Dicha muestra representa a una población equivalente de 18,98 millones de hogares. Para el estudio de la incidencia impositiva del año 2009 se trabaja directamente con los microdatos de la citada encuesta. A partir de esos datos se ha simulado la estructura de consumo existente en 2012 utilizando a tal efecto el Simulador de Impuestos Indirectos de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCASIndi). A efectos de análisis se ha empleado una clasificación de 16 grupos de gastos tal como se puede ver en el cuadro n.º 5.

Las pautas de consumo de los hogares medidos en términos relativos en los dos años analizados se presentan en los cuadros n.ºs 7 y 8 —los valores absolutos correspondientes a la EPF-2010 se presentan en el cuadro n.º 6—. La información recogida en esos cuadros permite extraer las siguientes conclusiones. En 2009, los hogares dedicaron en media la mayor parte de su gasto familiar a vivienda (27,9 por 100), alimentación y bebidas no alcohólicas (16,2 por 100), ocio y vacaciones (15,3 por 100) y vestido y calzado (5,2 por 100). Los últimos puestos en gasto relativo correspondieron a enseñanza y cultura (1,7 por 100), tabaco (1,6 por 100), gas (0,9 por 100) y bebidas alcohólicas (0,6 por 100). La

CUADRO N.º 6

LA CESTA DE CONSUMO POR DECILAS DE GASTO EN 2009 (Valores absolutos en miles de euros)

Grupo de Gasto	Decilas										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas.....	1.921,7	2.754,7	3.249,0	3.714,2	4.177,5	4.566,5	4.967,7	5.316,6	6.001,7	7.099,2	4.376,8
2 Bebidas alcohólicas.....	58,7	88,3	126,4	136,3	161,7	193,0	213,9	226,0	273,6	329,3	180,7
3 Tabaco.....	124,2	244,8	345,3	366,7	460,2	518,8	537,9	551,4	600,2	662,3	441,2
4 Vestido y calzado.....	278,4	578,5	779,9	1.042,1	1.263,5	1.521,1	1.866,2	2.400,3	3.020,3	4.855,6	1.760,5
5 Vivienda.....	4.062,8	5.278,7	5.882,9	6.378,1	6.672,6	7.043,5	7.523,1	8.196,0	9.000,8	11.856,9	7.189,4
6 Servicios médicos y farmacia ..	181,4	296,1	441,5	575,8	771,0	1.030,8	1.267,0	1.529,7	2.070,3	3.341,9	1.150,5
7 Carburantes.....	187,2	456,6	706,5	964,8	1.129,3	1.405,8	1.677,3	1.937,7	2.195,1	2.826,5	1.348,6
8 Gas.....	96,8	164,4	179,2	211,2	252,5	266,8	297,4	297,8	336,4	444,4	254,7
9 Electricidad.....	338,7	450,7	486,8	542,7	594,4	621,0	662,6	693,0	774,2	918,7	608,3
10 Transporte privado.....	59,7	149,2	260,0	374,9	590,6	689,9	1.124,8	1.330,7	1.769,1	2.709,4	905,8
11 Transporte público.....	162,7	355,1	478,6	618,7	681,3	806,5	947,6	1.058,4	1.272,3	1.560,5	794,1
12 Comunicaciones.....	336,1	520,1	700,1	798,0	869,6	1.020,6	1.107,0	1.228,3	1.341,4	1.613,6	953,5
13 Ocio y vacaciones.....	527,9	1.322,1	2.155,0	2.919,3	3.796,6	4.853,2	5.878,1	7.495,2	9.482,4	15.660,6	5.408,8
14 Enseñanza y cultura.....	49,1	117,1	185,8	280,9	408,9	506,5	643,8	897,0	1.147,7	2.100,2	633,7
15 B.C.D.....	162,7	327,8	467,6	631,3	848,2	1.123,7	1.553,3	2.216,5	4.074,1	7.648,7	1.905,3
16 Otros.....	577,8	928,9	1.167,4	1.484,8	1.781,5	2.142,1	2.469,5	3.121,3	3.894,9	7.422,5	2.499,0
Gasto Medio.....	9.126,1	14.033,1	17.611,9	21.039,9	24.459,6	28.309,9	32.737,3	38.496,0	47.254,4	71.050,2	30.410,7
Decila (Máximo de Gasto)											
Total del Grupo.....	11.961,9	15.936,3	19.338,6	22.678,7	26.327,8	30.345,8	35.305,4	42.063,0	53.491,0	301.986,40	301.986,40

CUADRO N.º 7

LA CESTA DE CONSUMO POR DECILAS DE GASTO EN 2009
(Pesos relativos expresados en porcentaje)

Grupo de Gasto	Decilas										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas.....	21,3	19,6	18,5	17,7	17,1	16,1	15,2	13,8	12,7	10,3	16,2
2 Bebidas alcohólicas.....	0,6	0,6	0,7	0,6	0,7	0,7	0,7	0,6	0,6	0,5	0,6
3 Tabaco.....	1,3	1,7	2,0	1,7	1,9	1,8	1,6	1,4	1,3	1,0	1,6
4 Vestido y calzado.....	3,0	4,1	4,4	4,9	5,2	5,4	5,7	6,2	6,4	6,8	5,2
5 Vivienda.....	44,7	37,8	33,5	30,4	27,3	24,9	23,0	21,3	19,1	16,9	27,9
6 Servicios médicos y farmacia ..	1,9	2,1	2,5	2,7	3,1	3,6	3,8	4,0	4,4	4,6	3,3
7 Carburantes.....	1,9	3,2	4,0	4,6	4,6	5,0	5,1	5,0	4,6	4,1	4,2
8 Gas.....	1,1	1,2	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	0,6	0,9
9 Electricidad.....	3,8	3,2	2,8	2,6	2,4	2,2	2,0	1,8	1,6	1,3	2,4
10 Transporte privado.....	0,6	1,1	1,5	1,8	2,4	2,4	3,4	3,4	3,7	3,8	2,4
11 Transporte público.....	1,7	2,5	2,7	2,9	2,8	2,9	2,9	2,8	2,7	2,3	2,6
12 Comunicaciones.....	3,7	3,7	4,0	3,8	3,6	3,6	3,4	3,2	2,8	2,3	3,4
13 Ocio y vacaciones.....	5,5	9,3	12,2	13,8	15,5	17,1	17,9	19,5	20,1	22,0	15,3
14 Enseñanza y cultura.....	0,5	0,8	1,1	1,3	1,7	1,8	2,0	2,3	2,4	3,0	1,7
15 B.C.D.....	1,8	2,4	2,7	3,0	3,5	4,0	4,7	5,7	8,6	10,6	4,7
16 Otros.....	6,4	6,6	6,6	7,1	7,3	7,6	7,5	8,1	8,2	9,9	7,5

simulación relativa a 2012 muestra que la situación económica y los cambios en los precios relativos resultantes de las reformas impositivas han alterado la estructura de consumo. Concretamente, los gastos en vivienda y alimentación aumentaron su peso

relativo (30,4 y 19,0 por 100, respectivamente), mientras que el ocio y el gasto en vestido y calzado se redujeron de forma significativa (9,9 y 4,4 por 100, respectivamente). Asimismo, se redujo el consumo de ciertos bienes como el tabaco, la electrici-

CUADRO N.º 8

LA CESTA DE CONSUMO POR DECILAS DE GASTO EN 2012
(Pesos relativos expresados en porcentaje)

Grupo de Gasto	Decilas										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1 Alimentos y bebidas no alcohólicas.....	23,1	21,9	21,0	20,4	20,0	19,1	18,2	16,9	15,9	13,5	19,0
2 Bebidas alcohólicas.....	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	0,3
3 Tabaco.....	1,0	1,3	1,5	1,2	1,3	1,2	1,1	0,9	0,7	0,5	1,1
4 Vestido y calzado.....	2,4	3,3	3,6	4,1	4,3	4,5	4,8	5,3	5,5	5,9	4,4
5 Vivienda.....	44,7	39,3	35,6	32,9	30,1	27,9	26,1	24,5	22,3	20,3	30,4
6 Servicios médicos y farmacia ..	3,3	3,5	3,9	4,2	4,6	5,1	5,3	5,4	5,8	6,1	4,7
7 Carburantes.....	4,6	6,0	6,8	7,4	7,5	7,9	8,0	7,9	7,6	7,0	7,1
8 Gas.....	0,7	0,7	0,5	0,5	0,5	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	0,4
9 Electricidad.....	3,2	2,7	2,3	2,1	2,0	1,8	1,6	1,4	1,3	0,9	1,9
10 Transporte privado.....	0,2	0,4	0,6	0,6	1,0	0,9	1,4	1,5	1,6	1,6	1,0
11 Transporte público.....	1,0	1,4	1,3	1,5	1,3	1,3	1,4	1,3	1,2	0,8	1,2
12 Comunicaciones.....	4,5	4,6	4,9	4,7	4,5	4,6	4,4	4,2	3,9	3,4	4,4
13 Ocio y vacaciones.....	2,7	4,8	7,0	8,3	9,7	11,2	11,9	13,4	13,9	15,7	9,9
14 Enseñanza y cultura.....	1,7	2,2	2,4	2,7	3,1	3,2	3,4	3,7	3,8	4,4	3,1
15 B.C.D.....	6,0	6,7	7,1	7,5	7,9	8,5	9,2	10,2	12,9	15,0	9,1
16 Otros.....	0,6	1,0	1,2	1,6	2,1	2,2	2,6	3,0	3,3	4,6	2,2

dad o los gastos relacionados con el mantenimiento de los coches.

Si nos fijamos en las partidas más relevantes, se observa que tanto en 2009 como en 2012 el gasto relativo en vivienda es una función decreciente del gasto. En 2009, este tipo de gastos suponen el 44,7 por 100 del presupuesto de los hogares de la primera decila frente al 16,9 por 100 para los hogares situados en la última decila. En 2012, estas diferencias parecen haberse reducido al mantenerse el peso para la primera decila al tiempo que aumenta el de la última hasta situarse en el 20,3 por 100. El gasto relativo en alimentos también es una función decreciente de la capacidad económica de los hogares. En este sentido, en 2009, el peso de esta partida para los hogares de la primera decila duplicaba a los de la última 21,3 por 100 frente a 10,3 por 100. En 2012, los pesos relativos estimados han sido de 23,1 por 100 para la primera decila y 13,5 por 100 para la última. Debe tenerse en cuenta que este grupo de gasto, alimentos y bebidas no alcohólicas, incluye en su estructura bienes que están gravados a tipos superreducido y reducido. Como veremos en la sección V, este es un factor clave en las diferencias de tipos medios efectivos observados para los hogares

res cuando atendemos a su capacidad económica. Al contrario de lo que sucede con la alimentación y la vivienda, el peso del gasto en ocio es una función creciente de la renta. Como vimos en la sección III, muchos de estos bienes han pasado a estar gravados a tipo normal, aumentando por tanto los tipos medios efectivos soportados por los hogares de mayor capacidad económica. Entre 2009 y 2012, el gasto en ocio y vacaciones se ha reducido desde del 5,5 hasta el 2,7 por 100 en los hogares de la primera decila y desde el 22,0 al 15,7 por 100 para los situados en la última decila.

V. DISTRIBUCIÓN DE LOS TIPOS MEDIOS EFECTIVOS POR NIVELES DE GASTO

Como primera aproximación a la progresividad de los impuestos indirectos, seguidamente se analiza la distribución de los tipos medios efectivos por nivel de gasto. A tal efecto, para cada percentil de la distribución, definimos el tipo medio efectivo, tme_p , como:

$$tme_p = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^I \frac{t_i g_i}{g_i} \quad [7]$$

GRÁFICO 1
TIPOS MEDIOS EFECTIVOS POR PERCENTILES DE GASTO
Total Impuestos Indirectos (2009 y 2012)

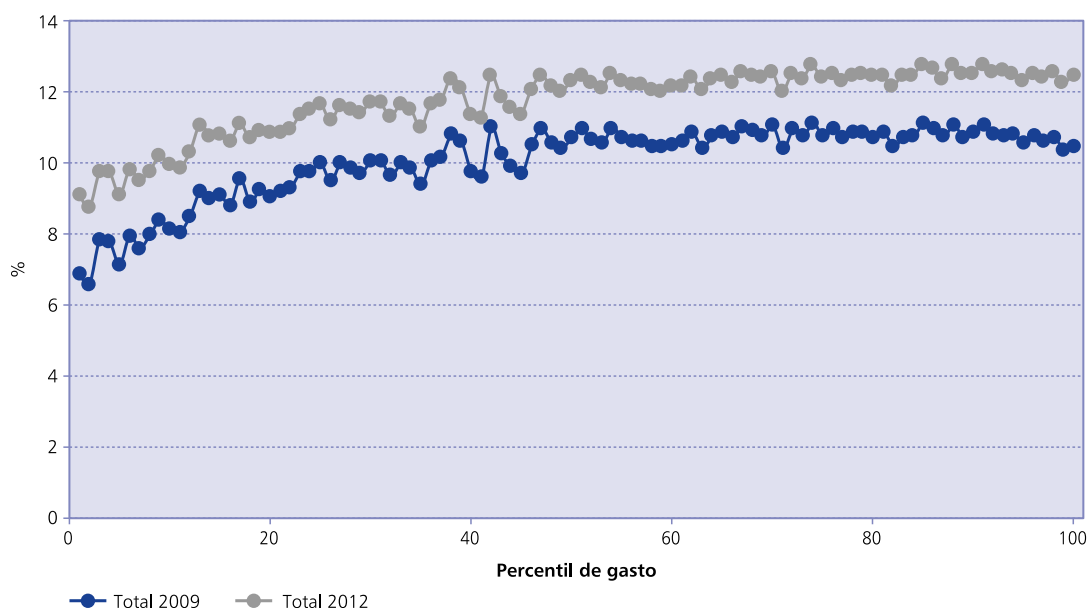
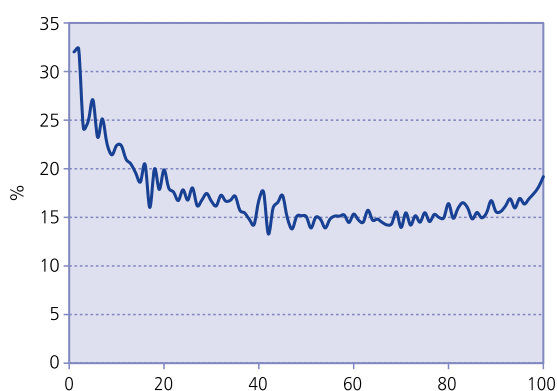


GRÁFICO 2
VARIACIÓN DEL TIPO MEDIO EFECTIVO ENTRE 2009 Y 2012
Total Impuestos Indirectos



donde H es el número de hogares existentes en cada decila (un total de 2.220 hogares), I son los ítems de gasto cuya cifra total es de 262 bienes y servicios, t es el tipo de gravamen aplicable a cada ítem y g es el gasto monetario realizado por el hogar en cada

uno de esos ítems. Para el total de impuestos indirectos, el gráfico 1 refleja que la distribución de la carga fiscal en los años 2009 y 2012 responde a un mismo patrón. Concretamente, el tipo medio efectivo de las tres primeras decilas de gasto presenta un perfil ligeramente creciente. En las restantes decilas, el tipo medio efectivo permanece aproximadamente constante. El gráfico 1 refleja por tanto una tenue progresividad de la imposición indirecta para el 30 por 100 de los hogares con menor nivel de gasto, mientras que para el resto de hogares la situación es de proporcionalidad. La foto fija de la incidencia de los impuestos indirectos correspondiente a los años 2009 y 2012 muestra que la distribución de tipos medios efectivos es incompatible con la existencia de regresividad. Desde una perspectiva de dinámica comparativa, el gráfico 2 muestra, no obstante, que el aumento en los tipos medios efectivos observado entre 2009 y 2012 ha sido especialmente acusado en las dos primeras decilas de gasto. Concretamente, en esas dos decilas el aumento en los tipos medios efectivos oscila, aproximadamente, entre el 20 y el 30 por 100 —a partir de la cuarta decila es del 15 por 100—. Por otra parte, los gráficos 3 y 4 muestran que el incremento de los tipos medios efectivos para el total de impuestos indirectos tanto en 2009 como en 2012 han sido

GRÁFICO 3
TIPOS MEDIOS EFECTIVOS POR PERCENTILES DE GASTO
Impuesto sobre el Valor Añadido (2009 y 2012)

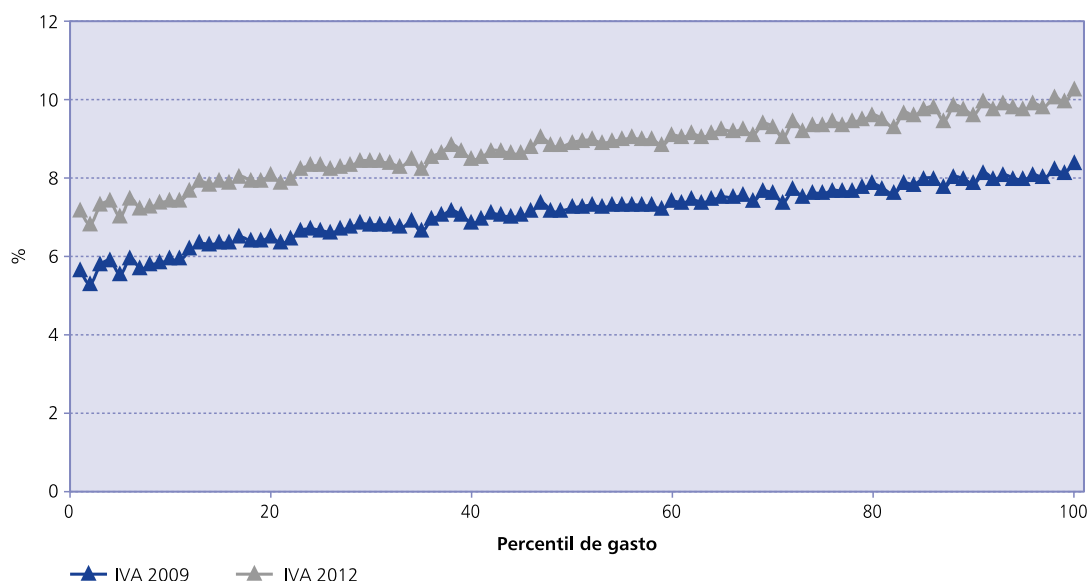
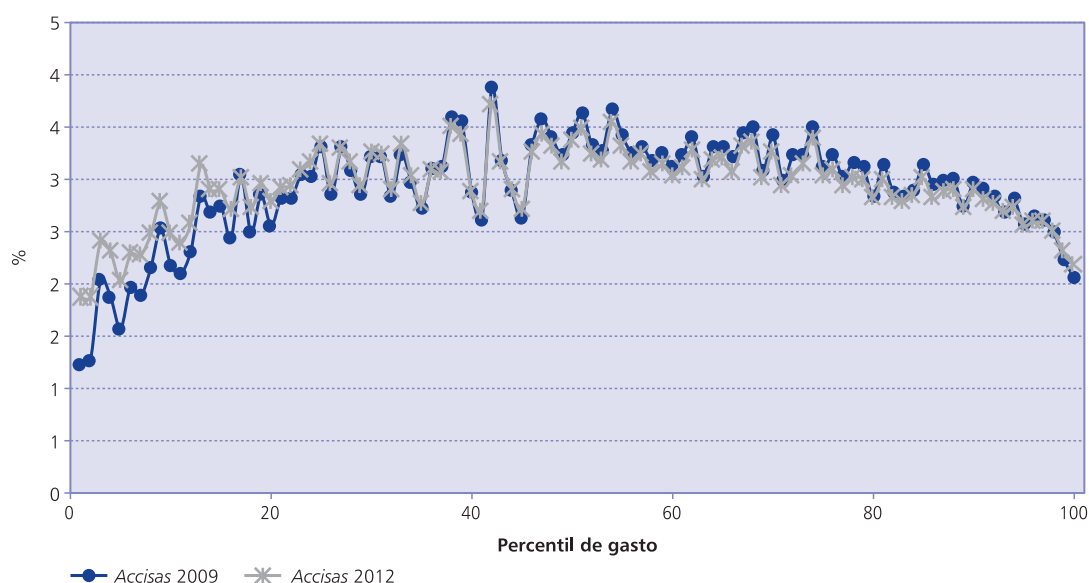


GRÁFICO 4
TIPOS MEDIOS EFECTIVOS POR PERCENTILES DE GASTO
Impuestos Especiales (2009 y 2012)



consecuencia del aumento de la carga fiscal de IVA —los tipos efectivos correspondientes a las accisas apenas han sufrido un aumento muy pequeño—.

VI. ÍNDICES GLOBALES DE PROGRESIVIDAD Y CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA

Para completar el análisis de la incidencia distributiva de los impuestos indirectos, el cuadro n.º 9 sintetiza los resultados de progresividad y capacidad redistributiva utilizando los tradicionales índices de Kakwani y de Reynolds-Smolensky que fueron presentados en la sección III. Los resultados obtenidos permiten extraer las siguientes conclusiones:

1) Los valores del Índice de Reynolds-Smolensky (0,0026 en 2009 y 0,00297 en 2012) confirman que los impuestos indirectos en su conjunto tienen una escasa capacidad redistributiva. Esa conclusión es extensible tanto al IVA como a los impuestos especiales —nótese que el valor del índice correspondiente a las accisas es en valor absoluto muy inferior al del IVA—.

2) El signo del Índice de Kakwani confirma que los impuestos indirectos no son en su conjunto

regresivos. Más aún, su pequeño valor (0,026 en 2009 y 0,024 en 2012) permite concluir que los impuestos indirectos tienden hacia la proporcionalidad. El mismo comentario puede hacerse para el

CUADRO N.º 9
EFECTOS SOBRE PROGRESIVIDAD Y REDISTRIBUCIÓN
DE LOS IMPUESTOS INDIRECTOS

	2009	2012	Variación
Reynolds-Smolensky			
IVA	0,00332	0,00390	17,5
Accisas	-0,00062	-0,00083	33,9
Total	0,00260	0,00297	14,2
Kakwani			
IVA	0,04204	0,03962	-5,8
Accisas	-0,01141	-0,02185	91,5
Total	0,02694	0,02479	-8,0
Tipo medio			
IVA	0,08082	0,10115	25,2
Accisas	0,03032	0,03008	-0,8
Total	0,11633	0,13774	18,4

IVA, que presenta unos valores de 0,042 en 2009 y 0,039 en 2012. El índice correspondiente a las accisas es negativo aunque al ser este muy próximo a cero en valor absoluto no puede hablarse, como en los casos anteriores, de regresividad sino de tendencia a la proporcionalidad.

3) Por último, en 2009, el tipo medio efectivo agregado para el total de contribuyentes fue del 11,63 por 100. En otras palabras, cada 100 euros de gasto generaron en media 11,63 euros de impuestos indirectos en concepto de IVA y accisas. En 2012, el tipo medio efectivo aumentó un 18,4 por 100 hasta situarse en el 13,74 por 100. Consecuentemente, la carga fiscal de impuestos indirectos por cada 100 euros de gasto aumentó en media 2,11 euros.

VII. CONCLUSIONES

Existe una creencia generalizada, muy arraigada en la opinión pública española, de que los impuestos indirectos, IVA e Impuestos Especiales son profundamente regresivos. Los aumentos en los tipos del IVA acometidos en 2010 y 2012 han potenciado este estado de opinión. La evidencia disponible para España, aunque escasa, no corrobora esta idea, al indicar que este tipo de impuestos más que ser regresivos tiende hacia la proporcionalidad —especialmente cuando empleamos el gasto de los hogares como indicador de la capacidad económica—. Este trabajo ofrece nueva evidencia para el actual periodo de crisis económica centrando nuestro análisis en los años 2009 y 2012 —este segundo año acumula los cambios introducidos en 2010 y 2012—. Los resultados confirman que los impuestos indirectos, tanto en conjunto como discriminando por IVA y accisas, tienden hacia la proporcionalidad al tiempo que tienen una escasa capacidad redistributiva.

NOTAS

(1) Por ejemplo, los costes laborales generados por el consumo de tabaco han sido cifrados en 1.700 euros por trabajador y año (CNPT, 2009).

(2) Al margen de otras consideraciones, este es el caso, por ejemplo, de los libros, cuya elasticidad propio-precio ha sido estimada por PRIETO et al. (2004) en -1,65.

(3) Uno de los argumentos esgrimidos más frecuentemente para justificar tal conjetura es que la propensión marginal/media al consumo de las rentas bajas es superior al de las rentas altas debido a una menor capacidad de ahorro.

(4) A pesar de ello, la utilización del gasto como variable proxy de la renta es una práctica muy extendida en diferentes ámbitos de investigación, como el estudio de la pobreza, la distribución de la renta o los efectos económicos de reformas en la imposición indirecta.

(5) Un análisis detallado de los efectos recaudatorios de las reformas de IVA operadas en los años 2010 y 2012 puede consultarse en SANZ, CASTAÑER y ROMERO (2009), y SANZ y ROMERO (2012a y b).

BIBLIOGRAFÍA

- AEAT (2012), Series históricas de recaudación. Disponible en: http://www.agenciatributaria.es/AEAT.internet/Inicio_es_ES/La_Agencia_Tributaria/Memorias_y_estadisticas_tributarias/Estadisticas_tributarias/Informes_estadisticos/Informes_Mensuales_de_Recaudacion/Series_historicas/Series_historicas.shtml.
- ÁLVAREZ, L.J.; B ERMEJO, L., y H EVIA, J. de (1991), «La incidencia de la imposición indirecta en España en el año 1980», *Revista Española de Economía*, 8: 157-172.
- ARGIMÓN, I.; G ONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M., y S ALAS, R. (1987), «¿Quién pagaba los impuestos indirectos en España? Un ejercicio de reparto de la carga impositiva indirecta en 1980», *Hacienda Pública Española*, 104: 99-127.
- AVELLANEDA, P., y M ALDONADO, J. (2002), «Incidencia personal de la imposición indirecta: una estimación para España», *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, 43: 77-122.
- COMITÉ NACIONAL PARA LA PREVENCIÓN DEL TABAQUISMO (2009), *Evaluación del Control del Tabaquismo sobre los costes empresariales y sanitarios*. Disponible en: http://www.cnpt.es/doc_pdf/Informe_fiscalidad_01.pdf.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M., y S ALAS, R. (1991), «Incidencia redistributiva del IVA», *Hacienda Pública Española*, 119: 89-104.
- JAKOBSSON, U. (1976), «On the measurement of the degree of progression», *Journal of Public Economics*, 5: 161-168.
- KAKWANI, N.C. (1977a), «Measurement of tax progressivity: an international comparison», *Economic Journal*, 87: 71-80.
- (1977b), «Application of Lorenz curves in economic analysis», *Econometrica*, 45: 719-727.
- MAYO, R., y S ALAS, R. (1994), «Incidencia redistributiva del IVA. Tipos efectivos declarados», *Hacienda Pública Española*, 128: 33-74.
- MUSGRAVE, R. A., y T HIN, T. (1948), «Income tax progression, 1929-1948», *Journal of Political Economy*, 56: 498-514.
- PECHMAN, J.A., y O KNER, B. (1974), «Who bears the tax burden?», *Brookings Institution*, Washington D.C.
- PRIETO-RODRÍGUEZ, J.; R OMERO-JORDÁN, D., y S ANZ-SANZ, J.F. (2004), «Is a tax cut on cultural goods consumption actually desirable? A micro-simulation analysis applied to Spain», *Fiscal Studies*, 26: 549-575.
- SANZ, B. (1996), «La articulación micro-macro en el Sector Hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional», *Papeles de Trabajo*, n.º 27/95, Instituto de Estudios Fiscales.
- SANZ, J.F.; C ASTAÑER, J.M.; R OMERO, D.; P RIETO, J., y FERNÁNDEZ, F. (2004), *Microsimulación y comportamiento laboral en las reformas de la imposición sobre la renta personal. El Simulador del Impuesto sobre la Renta Personal del Instituto de Estudios Fiscales*. Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- SANZ, J.F., y R OMERO, D. (2012a), «Efectos recaudatorios y distributivos en 2012 de algunas opciones de reforma de IVA», *Cuadernos de Información Económica*, 228: 1-5.
- (2012b), «Efectos recaudatorios de la reforma de IVA de Julio de 2012», *Cuadernos de Información Económica*, 229: 1-7.
- SANZ, J.F.; R OMERO, D., y B ARRUSO, B. (2011), «Acerca del debate de los impuestos especiales: ¿qué podemos esperar de un aumento de las accisas sobre tabaco y alcohol?», *Cuadernos de Información Económica*, 225: 63-69.

SANZ, J.F.; ROMERO, D., y CASTAÑER, J.M. (2009), «Una nota sobre el impacto recaudatorio y distributivo de las medidas de reforma de IRPF e IVA incorporadas en el Proyecto de Presupuestos Generales del Estado de 2010», *Cuadernos de Información Económica*, 212: 47-55.

— (2013), *El análisis de los impuestos indirectos a partir de las Encuestas de Presupuestos Familiares. El Simulador de Impuestos Indirectos*

de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCASindi), Fundación de las Cajas de Ahorros, Madrid.

SANZ, J.F.; ROMERO, D.; CASTAÑER, J.M.; PRIETO, J., y FERNÁNDEZ, F. (2003), *Microsimulación y comportamiento en el análisis de reformas de imposición indirecta. El Simulador de Imposición Indirecta del Instituto de Estudios Fiscales*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Resumen

En este artículo utilizamos la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR) para evaluar qué componentes de la política fiscal, ya sea por la vía del gasto o impositiva, tienen mayor impacto redistributivo y estimulante del crecimiento económico en España. Los resultados muestran que el gasto público constituye el mecanismo más efectivo de reducción de la desigualdad, aunque la imposición directa tiene, a su vez, un impacto relevante. En cualquiera de los casos, las políticas fiscales orientadas a la reducción de la desigualdad repercuten en un menor crecimiento económico.

Palabras clave: desigualdad de la renta, crecimiento económico, política fiscal, modelos VAR, España.

Abstract

In this article we use Vector Autoregression (VAR) models to evaluate through which component, spending or taxation, is the fiscal policy more effective in promoting income distribution and economic growth. Our results uncover current spending as the most effective mechanism to reduce inequality, although direct taxation is also found relevant. Whatever the case, fiscal policies aiming at reducing inequality cause lower economic growth.

Key words: income inequality, economic growth, fiscal policy, VAR models, Spain.

JEL classification: D31, E62, H3, H5.

EFFECTOS DISTRIBUTIVOS DEL SISTEMA FISCAL DESDE UNA PERSPECTIVA MACROECONÓMICA

Oriol ROCA-SAGALÉS

Universidad Autónoma de Barcelona

Héctor SALA

Universidad Autónoma de Barcelona e IZA (Bonn, Alemania)

I. INTRODUCCIÓN

EL presente trabajo analiza los efectos de la política fiscal sobre la desigualdad de la renta y el crecimiento económico en España desde una perspectiva macroeconómica. El objetivo último del mismo es valorar qué componentes de la política fiscal, ya sea por la vía del gasto público o por la vía impositiva, tienen un mayor impacto redistributivo y estimulante de la actividad económica. Este tipo de análisis es fundamental. Por una parte, evidencia las distintas consecuencias de la política fiscal según los instrumentos que se utilicen en su implementación. Por otra parte, proporciona un mejor conocimiento de dichas consecuencias en términos de posibles *trade-offs* entre equidad y crecimiento.

La relación entre crecimiento económico y desigualdad de la renta ha sido objeto de atención creciente en los últimos años. Si bien los primeros trabajos empíricos sugerían una relación negativa, al menos durante la primera fase de desarrollo económico de una economía (Kuznets, 1955), estudios más recientes han puesto de relieve la complejidad de los mecanismos de transmisión que vinculan desigualdad de la renta con crecimiento, y crecimiento económico con desigualdad (1). Incluso instituciones económicas de relieve

como el Fondo Monetario Internacional (FMI) y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) han llevado a cabo amplios estudios empíricos poniendo especial énfasis en la relación entre políticas fiscales, desigualdad y crecimiento (2).

La política fiscal ha sido tradicionalmente considerada como un instrumento eficaz para influir en la demanda agregada, en la distribución del ingreso y de la riqueza, y también sobre la capacidad de la economía para producir bienes y servicios (Musgrave, 1959). Por ello, resulta esencial una buena definición de la estrategia de política fiscal, tanto en lo que se refiere a los impuestos como al gasto público. Una de las principales dificultades a las que se enfrentan los responsables políticos a la hora de diseñar y aplicar instrumentos de política fiscal es el posible conflicto entre los objetivos de equidad y eficiencia; es decir, la posibilidad de que una política eficiente sea altamente desigual o, alternativamente, que una política equitativa pueda introducir distorsiones y pérdidas significativas en términos de crecimiento económico (véanse Bénabou, 2000 y 2002; Seshadri y Yuki, 2004).

La mayor parte de los trabajos empíricos que tratan de identificar los efectos macroeconómicos

de las políticas públicas se basan en regresiones que analizan, por una parte, el efecto de la política fiscal sobre el crecimiento (3) y, por otra, los efectos distributivos de la política fiscal (4). A pesar de su relevancia, la respuesta conjunta del crecimiento económico y la desigualdad ante distintas medidas de política fiscal ha recibido escasa atención, con excepciones en recientes trabajos referentes a un grupo de países (Muinel-Gallo y Roca-Sagalés, 2011 y 2013), o a un país específico (Ramos y Roca-Sagalés, 2008; Roca-Sagalés y Sala, 2011). En este trabajo partimos del mismo enfoque metodológico que dichos estudios, y aplicamos el análisis al caso español.

La economía española resulta interesante por distintos motivos. En primer lugar, porque en las últimas décadas ha sufrido una profunda transformación estructural en su tránsito desde una economía cerrada y protegida hacia una economía abierta y plenamente integrada en la Unión Europea. En paralelo a esta transformación, el papel del sector público ha cambiado radicalmente, evolucionando desde un tamaño reducido, con un peso de los gastos e ingresos impositivos sobre el PIB del 34 y el 30 por 100 respectivamente en 1980, hasta un tamaño alrededor del 45 y el 36 por 100 del PIB en 2010 (5). En la vertiente del gasto, la consolidación del Estado del bienestar ha redundado en un peso del gasto distributivo que supone prácticamente dos terceras partes del total. En la vertiente de los ingresos públicos, la razón del aumento se debe, fundamentalmente, a la creación de una hacienda pública moderna estructurada en tres fuentes principales de ingresos: imposición indirecta, imposición directa y cotizaciones a la Seguridad Social.

La segunda razón por la que el análisis de la capacidad redistributiva y de generación de actividad económica del sector público resulta importante radica en la especificidad del mercado de trabajo español. Se trata de un mercado con una marcada dualidad contractual (ningún país tiene una proporción tan alta de empleo temporal), que redundo en una sensibilidad muy grande de la creación de empleo respecto al crecimiento económico, y en unas oscilaciones de la tasa de paro sin parangón en los países avanzados.

El gráfico 1 ofrece la evolución de algunas de las variables mencionadas y permite dibujar un primer esbozo de la interacción entre actividad del sector público, acción redistributiva y capacidad de estímulo del crecimiento económico.

En primer lugar, el gráfico 1A muestra la evolución de la desigualdad de la renta antes (Gini bruto) y después (Gini neto) de la intervención pública a través de impuestos y transferencias (6). Se observa claramente que, tras un periodo de descenso en los primeros años 1980, tanto la desigualdad bruta como neta inició un periodo de acusado incremento que se alargó hasta mediados de los años 1990, para caer posteriormente con la expansión económica de 1995-2007. Así, por ejemplo, el Gini neto se sitúa en mínimos históricos en 1986-1988, alcanza un máximo cercano a 36 en 1995, y cae a valores inferiores a 32 en 2003-2008 (el Gini bruto, por su parte, coincide en trayectoria).

El gráfico 1B ilustra de manera más clara la capacidad redistributiva de la intervención pública en España. El índice de redistribución que observamos está calculado como la ratio (Gini bruto – Gini neto)/Gini bruto, y manifiesta una

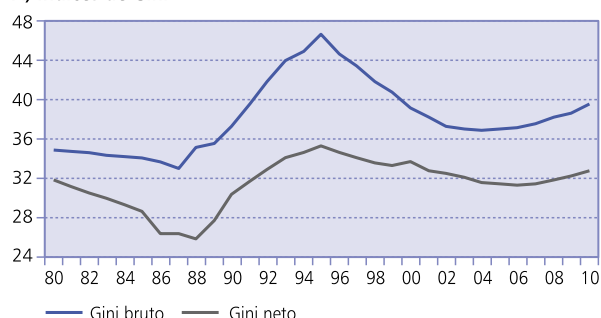
capacidad redistributiva creciente en los años ochenta y primera mitad de los noventa, pero en claro declive posteriormente. La conjunción de la información proporcionada por los gráficos 1A y 1B permite corroborar uno de los hechos estilizados de la evolución de la desigualdad de la renta en los países de la OCDE (Immervoll y Richardson, 2011). A saber, el incremento de la desigualdad bruta durante la segunda mitad de los años 1980 y primera de los 1990 se pudo apaciguar a través de la mejora en la capacidad redistributiva de las políticas públicas, mientras que la caída posterior de la desigualdad neta se debió, fundamentalmente, a la caída de la propia desigualdad bruta o de mercado. Ello permitió compensar el deterioro de la capacidad redistributiva del sector público español a partir de la segunda mitad de los años 1990 hasta 2002 (gráfico 1B).

Otro de los hechos documentados (gráfico 1C) es la estrecha relación existente entre desigualdad (bruta) y tasa de paro, especialmente desde 1990 coincidiendo con la estabilización de la tasa de temporalidad alrededor de un tercio del total del empleo asalariado (cabe recordar que la contratación temporal ha constituido, desde entonces, el principal mecanismo de ajuste de la ocupación en España). El rápido crecimiento de la tasa de paro en los últimos años (del 8,3 por 100 en 2007 hasta más del 25 por 100 en 2012) sitúa la capacidad redistributiva del sector público como pieza fundamental en el mantenimiento de la cohesión social en España. Si, con crecimientos del PIB alrededor del 3,7 por 100 en promedio durante los años 1995-2007, no hemos sido capaces de reducir el desempleo más rápidamente de lo que lo hemos hecho, el escenario de estancamiento

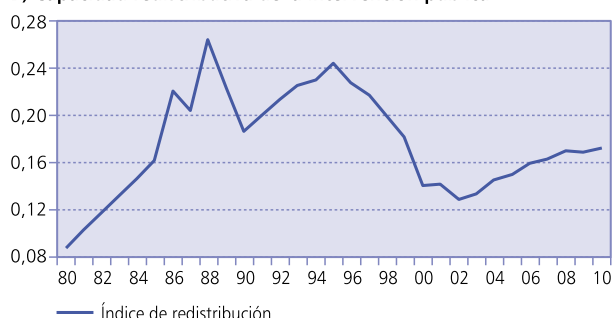
GRÁFICO 1

DESIGUALDAD DE LA RENTA Y ENTORNO MACROECONÓMICO EN ESPAÑA (1980-2010)

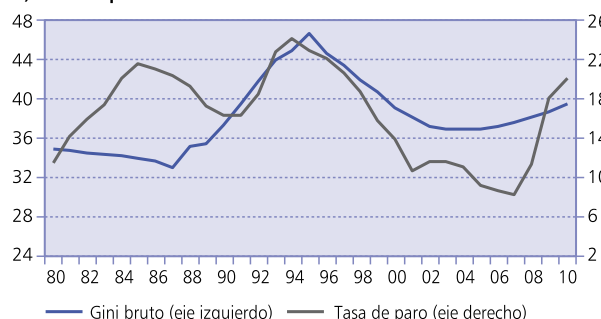
A) Índices de Gini



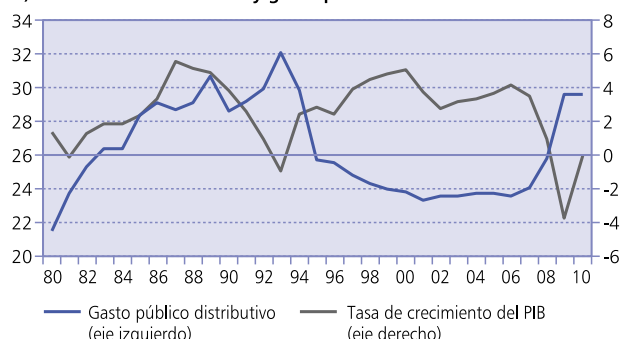
B) Capacidad redistributiva de la intervención pública



C) Tasa de paro e índice Gini bruto



D) Crecimiento económico y gasto público distributivo en % del PIB



Fuentes: Índices de Gini y de redistribución (SWIID), Tasa de paro (EPA), PIB (OECD Economic Outlook) y Gasto público distributivo (IMF Government Finance Statistics y OECD Economic Outlook).

económico que se prevé para los próximos años no permite augurar mejoras sustanciales de la tasa de paro por la vía de la creación de empleo. En este sentido, y de acuerdo con la estrecha relación que muestra dicha figura, el rápido crecimiento del paro que está sufriendo la economía española en los últimos años podría repercutir en un incremento de la desigualdad sin precedentes (7). Y a ello debe añadirse un horizonte de consolidación fiscal que limitará cualquier posibilidad expansiva como mecanismo de reducción de la desigualdad.

En efecto, atendiendo al gráfico 1D, que desvela con claridad el comportamiento contracíclico que

el gasto público distributivo ha tenido hasta 2010 en España (8), el periodo de austeridad que necesariamente debe afrontar la economía española en los próximos años limitará severamente las posibilidades redistributivas por la vía del gasto. Por esta razón, resulta fundamental conocer las respuestas de nuestra economía, principalmente en términos de redistribución, pero también en cuanto a su impacto en el crecimiento, a las distintas medidas de política fiscal todavía a nuestro alcance a pesar del corsé que impondrá el nuevo pacto de estabilidad fiscal vigente desde enero de 2013.

Dichas respuestas son variadas en función de los *shocks* a los que

sometemos el sistema estimado, pero robustas a especificaciones del modelo que desagregan el gasto público en inversión pública y gasto corriente, y en función de sus componentes distributivo y no distributivo. De ellas se deduce que la política fiscal es un buen instrumento de lucha contra la desigualdad, aunque su impacto se produce fundamentalmente a través del gasto y no tanto a través de los impuestos. En respuesta a aumentos del gasto, el crecimiento también se contrae, aunque en menor medida que la desigualdad. Ello es así siempre que dicho aumento no se canalice vía gasto en capital público. Por el contrario, *shocks* impositivos arrojan respuestas mucho

menos nítidas en términos de desigualdad, marginalmente significativas en el caso de la imposición directa y fundamentalmente inocuas en el caso de la imposición indirecta. Ello confirma los resultados de trabajos recientes (Paulus *et al.*, 2009; Avram *et al.*, 2012), en los que se detecta una capacidad redistributiva de la intervención pública notablemente inferior a la de otros países europeos, especialmente en el caso del impuesto sobre la renta, que constituye el segmento progresivo de los ingresos impositivos.

En conjunto, nuestros resultados indican que en una situación en la que deba priorizarse la lucha contra la desigualdad, la expansión del gasto (principalmente corriente o distributivo) es el mecanismo adecuado si se está dispuesto a asumir un cierto coste en términos de crecimiento económico. Por ello, en un escenario de consolidación fiscal y fuerte presión para reducir el déficit público, la inevitable contracción del gasto debería acompañarse de un incremento de la imposición directa si se quiere evitar un aumento disparatado de la desigualdad.

El resto del artículo está estructurado como sigue. En la sección II describimos los datos, relacionamos la capacidad redistributiva del Estado con distintas variables clave de política fiscal, y explicamos la metodología de estimación mediante Vectores Autorregresivos (VAR) utilizados en la obtención de los resultados empíricos. En la sección III presentamos las funciones impulso-respuesta obtenidas con el análisis VAR y calculamos las elasticidades totales de las principales variables de interés respecto a distintos *shocks* de política fiscal. Dichas elasticidades son el elemento fundamental de análisis sobre el

que apoyamos nuestra discusión de política económica previa a las conclusiones (sección IV), que cierran el presente artículo.

II. DATOS Y METODOLOGÍA EMPÍRICA

1. Datos

Nuestra base de datos se nutre de información anual desagregada que cubre las tres décadas transcurridas desde 1980 hasta 2010. Las series macroeconómicas provienen de la base de datos OECD Economic Outlook (accesible en <http://www.oecdilibrary.org/oecd/>), y para el caso de la distribución funcional del gasto se completan con información estadística proveniente del Government Finance Statistics (GFS) del FMI; dichas series se expresan en términos reales (billones de euros de 2000). Además del producto (PIB), se considera el gasto público, tomando en consideración dos agregaciones distintas, y los ingresos públicos impositivos. Tomando como referencia los valores medios de la última década, las variables impositivas son representativas del 91 por 100 del total de ingresos no financieros, mientras que las de gasto público cubren la totalidad del gasto no financiero.

Para el caso de los ingresos impositivos, se distingue entre los impuestos directos (que incluyen el impuesto sobre la renta, el impuesto de sociedades y el impuesto sobre el patrimonio, además de las cotizaciones sociales), y los impuestos indirectos (impuestos sobre el producto y las importaciones) representando el 23,7 y el 11,1 por 100 del PIB, respectivamente, durante la última década.

En el caso del gasto, se considera en primer lugar una desa-

gregación obtenida a partir de la clasificación funcional de la renta (ver apéndice 1), que permite considerar por una parte el gasto distributivo, que incluye el gasto en protección social, sanidad, educación y vivienda, y viene a suponer el 25 por 100 del PIB durante la última década, y, por otra parte, el gasto no distributivo, que comprende el resto de gasto público considerado y representa el 15,4 por 100 del PIB (9). En segundo lugar, también desagregamos el gasto público en gasto corriente (en bienes y servicios y transferencias corrientes) e inversión pública, que representan un 36,7 y un 3,7 por 100 del PIB, respectivamente, durante la última década.

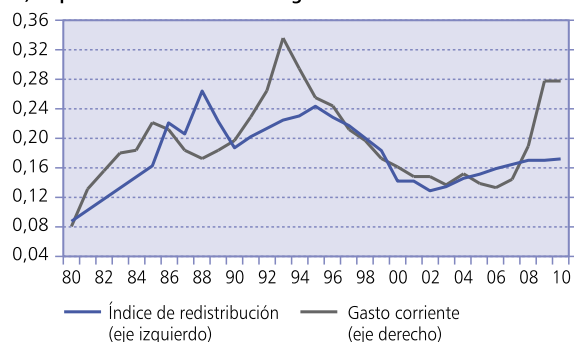
En cuanto al indicador de desigualdad económica, en este trabajo se utilizan los índices de Gini provenientes de la Standardized World Income Inequality Database (SWIID) desarrollados por Solt (2009). Se trata de un índice de desigualdad de ingreso que se estima a partir de la combinación de datos provenientes del Luxembourg Income Study (LIS) y de Naciones Unidas (base UNU-WIDER), y que tiene como principales ventajas su extensa cobertura temporal y homogeneidad de las series. La base de datos SWIID suministra información relativa a la desigualdad de ingresos antes de la intervención pública a través de impuestos y transferencias (Gini bruto), después de dicha intervención pública (Gini neto), y también proporciona la variable Redistribución, calculada como la reducción porcentual en el índice de Gini provocada por la intervención pública (es decir, la diferencia entre Gini bruto y Gini neto, dividida por el Gini bruto, multiplicada por 100).

El gráfico 2 permite relacionar la capacidad redistributiva del sec-

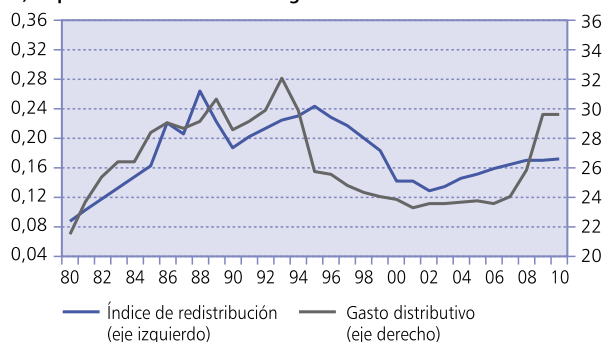
GRÁFICO 2

CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA Y POLÍTICA FISCAL EN ESPAÑA (1980-2010)

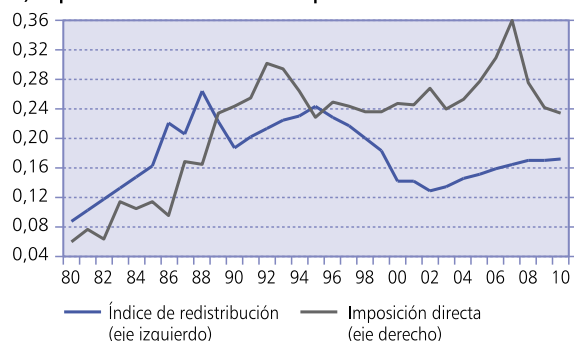
A) Capacidad redistributiva vs. gasto corriente en % del PIB



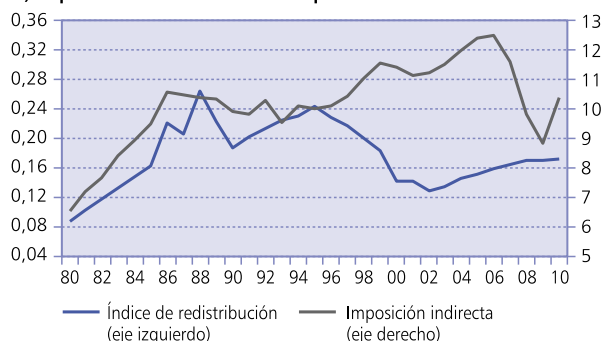
B) Capacidad redistributiva vs. gasto distributivo en % del PIB



C) Capacidad redistributiva vs. imposición directa en % del PIB



D) Capacidad redistributiva vs. imposición indirecta en % del PIB



Fuentes: Índice de redistribución (SWIID); Imposición directa e indirecta, y gasto corriente (OECD Economic Outlook); y Gasto distributivo (IMF Government Finance Statistics y OECD Economic Outlook).

tor público español con distintas variables de política fiscal. De estas, tal como ilustran los gráficos 2A y 2B, las que a priori parecen más estrechamente correlacionadas con la capacidad de redistribución de la intervención pública son el gasto corriente (con un coeficiente de correlación de 0,66) y el gasto distributivo (0,64). Esta comparación resulta interesante ya que la consideración de elementos del gasto corriente que no son estrictamente redistributivos no reduce significativamente la correlación con la capacidad redistributiva del Estado. Conviene aclarar que el gasto corriente comprende la totalidad del gasto distributivo e incorpora, además,

otros elementos que no son redistributivos, como puede ser el pago de intereses (10).

Sí se observa, por el contrario, una menor relación con el conjunto de imposición directa (impuestos directos y cotizaciones a la Seguridad Social) e indirecta, no solo visualmente (gráficos 2C y 2D), sino también a través de coeficientes de correlación claramente inferiores (de 0,34 y 0,27, respectivamente). La estimación del impacto de estas variables sobre la capacidad redistributiva del sector público y su capacidad de estímulo de la actividad económica centra nuestra atención en las siguientes páginas.

2. Consideraciones generales sobre la metodología VAR

La metodología VAR está siendo aplicada desde hace unos años a la investigación sobre los efectos a largo plazo de la política fiscal (véase, por ejemplo, Kamps, 2005; Perotti, 2005). Las razones son varias. En primer lugar, permite estimar el efecto que un cambio, o *shock*, en una de las variables produce sobre las demás, tanto a corto como a largo plazo, teniendo en cuenta el efecto de retroalimentación dinámica entre variables que sucede a dicho cambio. Este aspecto es de suma importancia en nuestro caso, ya que transcurre

un cierto tiempo entre la implementación de un cambio fiscal y la visualización de sus efectos sobre el crecimiento y la desigualdad (por ejemplo, el impacto de un aumento impositivo, o de un recorte en la inversión pública no se perciben inmediatamente). En segundo lugar, los modelos VAR no requieren de la imposición de restricciones sobre los mecanismos de ajuste dinámico entre variables. Y, en tercer lugar, dicho enfoque evita la clasificación, a menudo arbitraria, de las variables como endógenas o exógenas. En el caso que nos ocupa, se trata de un enfoque especialmente adecuado ya que producción, gasto público e ingresos fiscales están estrechamente interrelacionados y deben considerarse variables endógenas (Blanchard y Perotti, 2002). Por otra parte, la inclusión de una medida de desigualdad en la especificación del modelo permite el análisis conjunto de los efectos sobre el PIB y la distribución de la renta de distintas medidas fiscales (Ramos y Roca-Sagalés, 2008) y, por tanto, contribuir al tradicional debate relativo a los efectos de la política fiscal en términos de eficiencia y equidad (véase el apéndice 2 para una descripción de la metodología VAR y de las funciones impulso-respuesta asociadas).

En relación con el análisis empírico, empezamos determinando el orden de integración de las variables mediante la aplicación del test de Dickey-Fuller aumentado. Determinamos el rezago óptimo del test mediante el criterio de información bayesiano (BIC, por sus siglas en inglés) y, en caso de ser significativos, incorporamos componentes determinísticos y *dummies* que controlan por la posibilidad de cambios estructurales. Los resultados indican que todas las variables (siempre expresadas en logaritmos) son no esta-

cionarias en niveles y estacionarias en diferencias (del logaritmo). A causa de la conocida sensibilidad de los resultados del test respecto del periodo muestral (Dejong *et al.*, 1992; Phillips y Xiao, 1998), complementamos el análisis con la estimación del test de Dickey-Fuller mediante Mínimos Cuadrados Generalizados (Elliott *et al.*, 1996) y el test de Ng y Perron (2001). Los resultados obtenidos confirman los anteriores y concluimos que las series utilizadas son estacionarias en primeras diferencias.

3. Especificación del VAR y ordenación de las variables

Estimamos, por lo tanto, un modelo VAR cuyas variables están expresadas en primeras diferencias de logaritmo y deben interpretarse como tasas de crecimiento. La especificación concreta del VAR implica tomar decisiones respecto al número de rezagos y la inclusión de componentes determinísticos que capturen posibles cambios estructurales. También es necesario definir un criterio de identificación de los *shocks* de política fiscal.

Para definir la estructura dinámica del modelo, en primer lugar se considera la inclusión de un componente determinístico (constante y/o tendencia) si es estadísticamente significativo; en segundo lugar, el número de retardos se escoge teniendo en cuenta el número de coeficientes de segundo orden estadísticamente significativos; finalmente, utilizamos el criterio BIC seleccionando como resultado de dicho proceso un modelo VAR de orden 2 con constante. A su vez, para tener en cuenta la posibilidad de cambios estructurales que afecten la relación entre las variables consideradas, seguimos la aproxima-

ción más común en la literatura (véase, por ejemplo, Maddala y Kim, 1998) y construimos una serie de *dummies* que permiten tener en cuenta los cambios experimentados por la economía española a partir de la integración en la Comunidad Económica Europea (*dummy* 1986 en adelante), a partir del acceso al Mercado Común Europeo (*dummy* 1993 en adelante) y a partir de su entrada en la Unión Económica y Monetaria (*dummy* 1999 en adelante). La significatividad de todas ellas y la similitud de los coeficientes estimados permiten fusionar dichas *dummies* en una sola variable que controla, agregadamente, la influencia de dichos cambios (11).

En relación con las funciones impulso-respuesta que se derivan de los modelos VAR estimados, seguimos un procedimiento estándar en la literatura y consideramos la descomposición de Cholesky de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos estimados (12). Dado que el orden en el que se consideran las variables repercute en la estimación de los efectos de *shocks* fiscales, seguimos los trabajos de referencia de Blanchard y Perotti (2002) y Castro (2006), y consideramos la siguiente ordenación: gasto público, PIB, desigualdad e impuestos. Dicha ordenación es el resultado de una serie de supuestos y conlleva las implicaciones que a continuación se detallan.

En primer lugar, asumimos que el gasto público de un determinado año es exógeno, lo que implica suponer que las variables de gasto público no cambian en el transcurso de ese mismo periodo como consecuencia de cambios en el PIB, la desigualdad y la recaudación impositiva. Desde un punto de vista institucional, dicho supuesto implica que las decisio-

nes de gasto son tomadas antes de que el sector público obtenga información sobre el comportamiento de la economía. Dicha ordenación, además, implica que cambios en las variables de gasto público pueden tener un efecto sobre la renta o el PIB del mismo año y, consecuentemente, sobre la distribución de la renta (especialmente si dichos cambios conciernen ayudas en efectivo).

En segundo lugar, y con respecto a la variable PIB, consideramos que cambios en el producto no son neutrales desde un punto de vista distributivo; es decir, cambios en el PIB pueden afectar contemporáneamente la desigualdad. En cambio, el PIB es más probable que responda a cambios en la desigualdad solo en el medio y el largo plazo, ya que los mecanismos de transmisión más relevantes identificados en la literatura (por ejemplo, la acumulación de capital humano con mercados financieros imperfectos, o las decisiones conjuntas de educación-fertilidad) necesitan tiempo para producir sus efectos (Bénabou, 1996). En este sentido, cabe insistir en que el modelo sí permite que cambios en la desigualdad afecten al PIB o a las variables de gasto. La única limitación es que dichos efectos no pueden ser contemporáneos, es decir no se producen en el mismo año. Además, asumimos que cambios en el PIB impactan sobre la recaudación impositiva de manera contemporánea, pero no ocurre lo mismo en sentido inverso. De hecho, en el muy corto plazo, cambios en la recaudación impositiva responden exclusivamente a cambios en la base impositiva, lo que implica que cambios en la actividad económica se traducirían automáticamente en cambios en la recaudación impositiva del mismo periodo. Este supuesto es consistente con los trabajos de Bernanke y Mihov (1998) y

Blanchard y Perotti (2002), en los que se argumenta que la imposición se puede ajustar a cambios inesperados en el producto durante el mismo año. Por ello, en caso de utilizar datos anuales como hacemos en este trabajo, dicho supuesto resulta apropiado.

Por el contrario, cambios en la recaudación impositiva no estarían afectando al PIB del mismo año, lo que se podría explicar porque el proceso político-administrativo para alterar las políticas impositivas (mediante la modificación de tipos de los actuales impuestos, o creando y eliminando figuras impositivas) requiere de cierto tiempo hasta que impacta sobre la producción. También se podría explicar por el hecho de que el consumo y la inversión tampoco se adaptan de manera inmediata a este tipo de cambios, incluso después de promulgados. Tal y como anteriormente se ha argumentado, en el muy corto plazo modificar la base impositiva es, probablemente, la única manera de generar cambios inmediatos en la recaudación impositiva. La base impositiva puede variar tanto por cambios en el PIB como por cambios en la distribución de la renta (por ejemplo una distribución más desigual podría incrementar la recaudación en impuestos directos de tipo progresivo). Por todo ello se asume, de la misma manera que en Ramos y Roca-Sagalés (2008), que las rentas impositivas reaccionan contemporáneamente ante cambios en la desigualdad y el crecimiento económico, pero no a la inversa (13).

Finalmente, hay que decidir también el orden de las variables de gasto e impuestos desagregadas. En relación con las variables impositivas, se consideran los impuestos directos seguidos de los indirectos, lo que implica suponer

que la recaudación en impuestos indirectos no afecta en el mismo ejercicio sobre la recaudación en impuestos directos, pero cambios en estos últimos sí pueden tener consecuencias sobre el volumen de impuestos indirectos recaudados en el mismo año. Para el caso del gasto, tal como se ha indicado en la sección anterior, se han considerado dos desagregaciones distintas. Por un lado, gasto distributivo y no distributivo, y por otro, gasto corriente e inversión pública. En este segundo caso se asume que las decisiones presupuestarias relativas a la inversión pública están condicionadas por las decisiones de gasto corriente (en otras palabras, el gobierno ajusta el gasto en inversión a posibles cambios inesperados en el gasto corriente), y no a la inversa. Siguiendo el mismo argumento, también se supone que el gasto no distributivo (entre el que se incluye la inversión pública) puede sufrir cambios provocados por un cambio inesperado en el total de gasto distributivo del mismo ejercicio, mientras cambios en el gasto no distributivo no tendrán efectos durante el mismo año sobre el total de gasto distributivo.

Así pues, la ordenación de las variables que se considera para la obtención de los resultados empíricos a partir de las funciones impulso-respuesta es la siguiente: en primer lugar las variables de gasto (distributivo y no distributivo; o bien corriente e inversión pública), a continuación las variables PIB y desigualdad económica; y, finalmente, las variables impositivas (impuestos directos e indirectos).

III. RESULTADOS EMPÍRICOS Y VALORACIÓN

Las funciones impulso-respuesta acumuladas asociadas a los

modelos VAR estimados se presentan en los gráficos 3 y 4. El gráfico 3 muestra los resultados del Modelo 1, en el que se utiliza una clasificación económica del gasto (se distingue gasto corriente de inversión pública), mientras que el gráfico 4 hace lo propio para el Modelo 2, que parte de una clasificación funcional del gasto (distributivo *versus* no distributivo). Las funciones impulso-respuesta permiten obtener información sobre la reacción de una determinada variable ante una variación en otra variable. Dicha información permite calcular elasticidades a largo plazo del PIB y la desigualdad respecto a *shocks* (cambios inesperados) en las variables fiscales, entendiendo por largo plazo el horizonte temporal al final del cual se extinguen los efectos del *shock* (cuando las funciones impulso-respuesta convergen). En nuestro análisis asumimos que alcanza los 10 periodos a pesar de que varias funciones impulso-respuesta convergen en un menor plazo de tiempo. Las elasticidades a largo plazo del PIB y la desigualdad representan el porcentaje de variación de dichas variables ante un aumento del 1 por 100 en la variable fiscal considerada, una vez se han tenido en cuenta los efectos retroactivos dinámicos entre las diferentes variables del modelo, y se han acumulado los efectos producidos durante los siguientes diez años.

A pesar del tamaño relativamente pequeño de la serie temporal considerada, los resultados que se derivan de las funciones impulso-respuesta son muy estables entre las distintas especificaciones del modelo, y son, además, robustos respecto a la omisión de datos del principio o final del periodo considerado. En este sentido, cabe indicar que dichos tamaños muestrales son comunes en estudios similares

(véanse, por ejemplo, Kamps, 2005; Marcellino, 2006).

El cuadro n.º 1 presenta los resultados empíricos sintetizados mediante el cálculo de elasticidades acumuladas. Las elasticidades de los Modelos 1 y 2 son representativas de los efectos a largo plazo que se derivan de las funciones impulso-respuesta presentadas, respectivamente, en los gráficos 3 y 4 (14), y miden los efectos acumulados sobre el PIB y el índice Gini como consecuencia de un *shock* en la variable fiscal. Tal y como se hace habitualmente en la literatura, se muestran los efectos a partir del momento en que se produce el *shock* y se incluye un asterisco cuando dicha respuesta acumulada es estadísticamente significativa al final del periodo analizado.

Los resultados obtenidos son claros en dos aspectos fundamentales. Primero, la política fiscal tiene efectos redistributivos claros y constituye, por tanto, un instrumento poderoso para combatir la desigualdad de la renta. Segundo, el mecanismo transmisor de dicho efecto redistributivo es el gasto público, ya sea corriente o distributivo (cuando se atiende a una clasificación funcional). Esta lectura coincide con la de Wolff y Zacharias (2007), Agnello y Sousa (2013) y Bastagli *et al.* (2012), quienes enfatizan que el hecho de que la política fiscal reduzca la desigualdad de la renta de manera considerable se debe más al impacto vía gasto público que al impacto vía impuestos.

Respecto al detalle de los resultados, conviene clarificar la interpretación de los valores del cuadro n.º 1. Se trata de elasticidades indicativas de los efectos acumulados, en términos porcentuales sobre el PIB y la desigualdad, de un cambio en 2010 en la

variable fiscal de una magnitud equivalente al 1 por 100 de dicha variable. En términos monetarios, dicho *shock* tendrá una magnitud muy distinta si consideramos la variable gasto corriente (que representa el 41,8 por 100 del PIB en el último año de la muestra), o la variable gasto distributivo (29,6 por 100 del PIB en 2010). Dado que un aumento del 1 por 100 en el gasto corriente implica un volumen de recursos muy superior a un cambio en cualquiera de las otras variables fiscales, resulta lógico que las elasticidades obtenidas con respecto a dicha variable sean claramente superiores al resto. En concreto, la elasticidad de $-2,22$ indica que un *shock* en la variable gasto corriente del 1 por 100 (es decir un incremento en dicha partida equivalente a 0,42 puntos del PIB), reduce la desigualdad en un 2,22 por 100 en el largo plazo. Teniendo en cuenta que el índice de Gini tomaba un valor de 32,7 en 2010, este caería en 0,7 puntos (siempre en el largo plazo) pasando a ser de 32,0.

Por su parte, la elasticidad acumulada del PIB respecto al gasto corriente es de $-0,59$, aunque, tal y como muestra el gráfico 3A, dicho efecto no se estima con precisión. En particular, aunque los errores estándar correspondientes a la banda superior incluyen el cero e impiden tratar este efecto como significativo de acuerdo con el criterio de Sims y Zha (1999), también es cierto que ampliando mínimamente el valor crítico al cual se evalúan las funciones impulso-respuesta podríamos considerar dicho efecto como significativo. Es más, si en lugar de escoger un horizonte temporal de 10 periodos, hubiéramos fijado un escenario algo inferior, hubiéramos concluido que el impacto del gasto corriente sobre la producción es significativo.

GRÁFICO 3

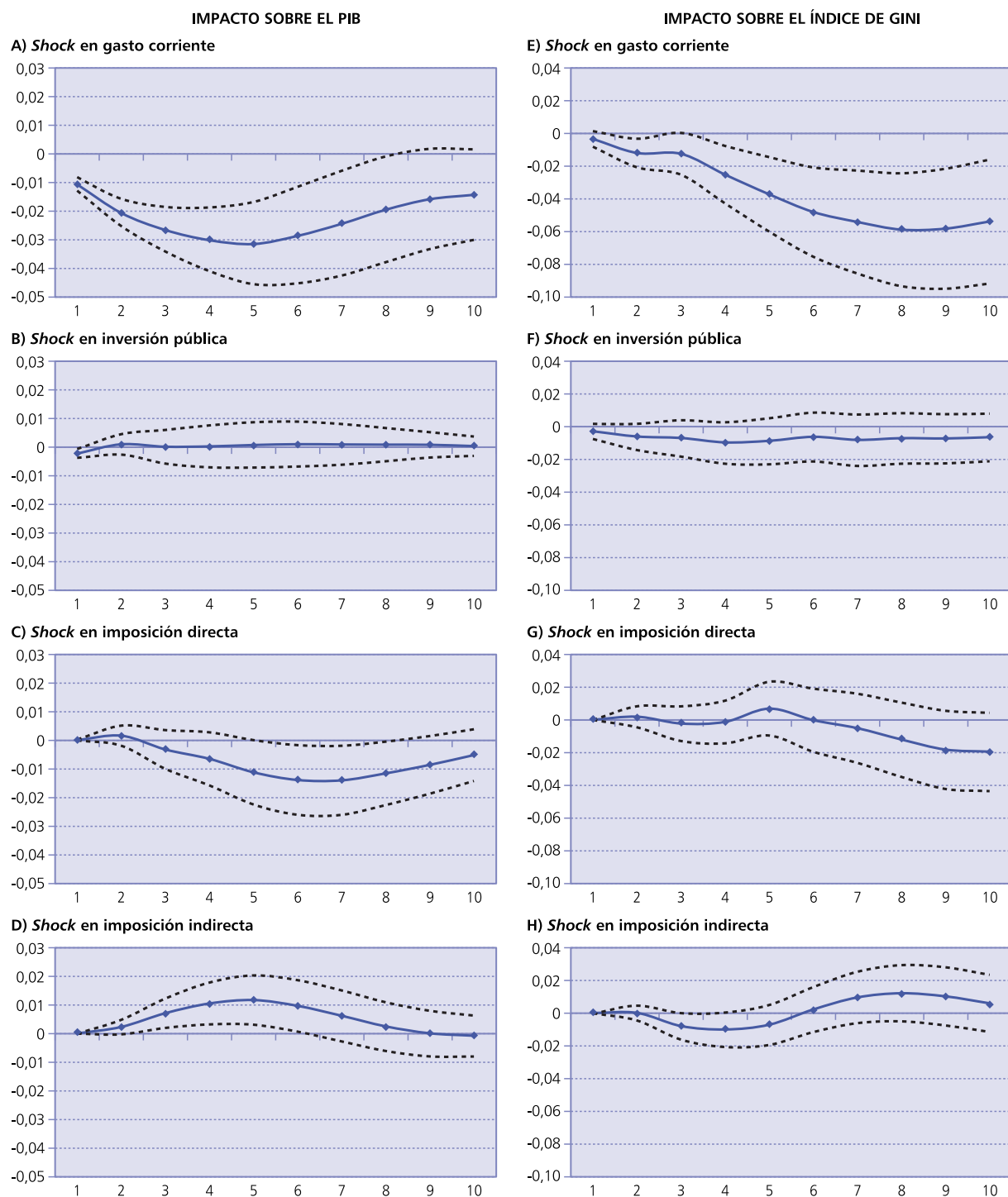
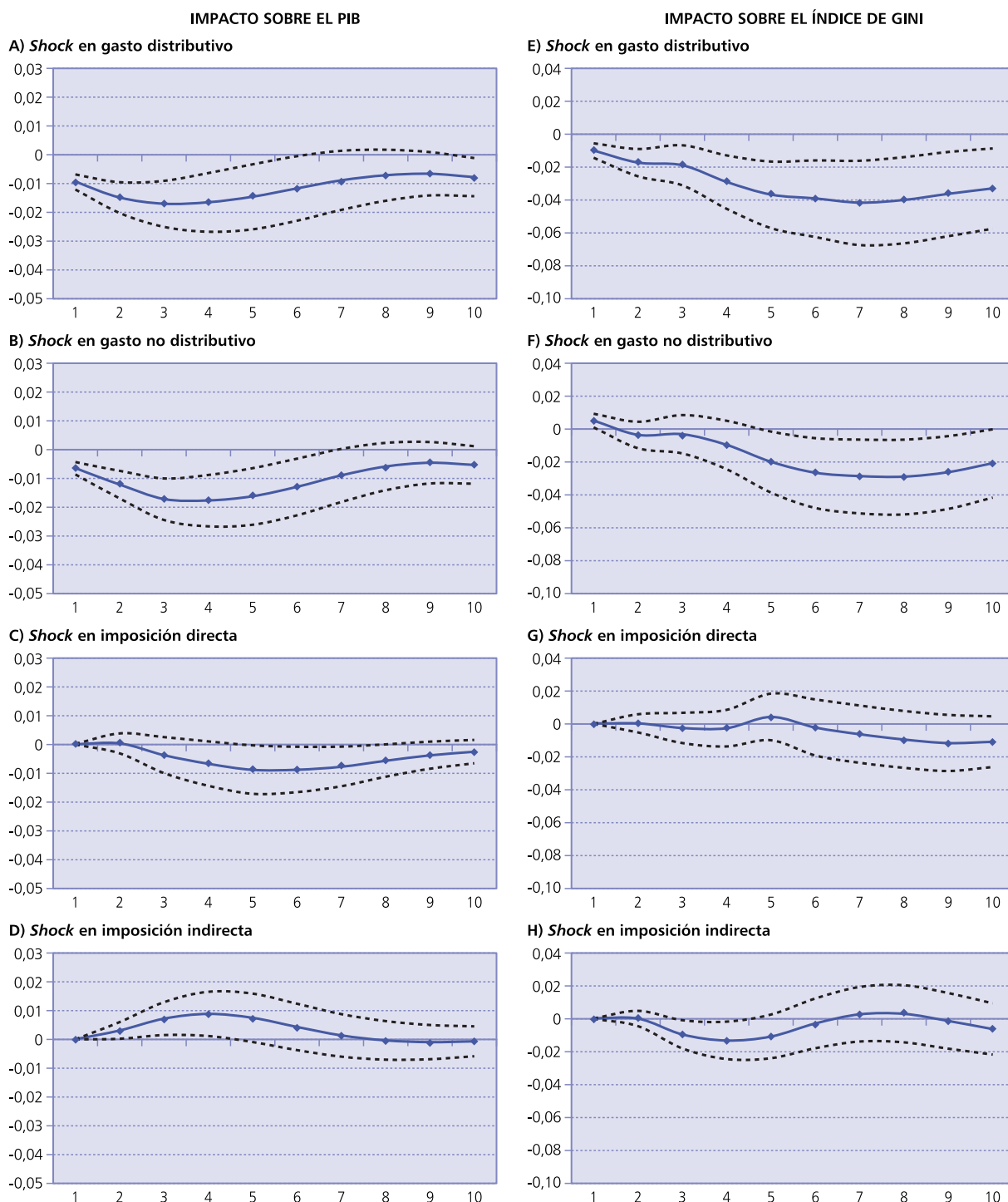
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADAS E INTERVALOS DE CONFIANZA ANTE SHOCKS FISCALES (15)
Modelo 1 (Clasificación económica del gasto)


GRÁFICO 4

FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADAS E INTERVALOS DE CONFIANZA ANTE SHOCKS FISCALES
Modelo 2 (Clasificación funcional del gasto)


Según apunta Myles (2009), el impacto negativo del gasto corriente sobre el PIB —también obtenido por Barro (1990 y 2008) y Castelló-Climent (2010), aunque en ambos casos utilizando datos de panel para un grupo de países—, puede tener distintas interpretaciones. En primer lugar, es posible que una parte del gasto público corriente no repercuta directamente sobre la actividad productiva, ya que incluye partidas vinculadas al consumo público. En segundo lugar, también es posible que el gasto público actúe como *proxy* representativa del conjunto de intervenciones públicas no monetarias (legislación laboral, normas sanitarias y de seguridad, estándares de producto, etc.), en cuyo caso serían dichas intervenciones, y no el nivel de gasto corriente, las responsables de provocar una reducción en el crecimiento económico. Finalmente, la condiciones bajo las que el sector público obtiene financiación pueden afectar la capacidad de estímulo del gasto público, en particular si repercute en un mayor pago de intereses.

Si otorgamos significatividad al resultado anterior, se advierte

la existencia de un cierto *trade-off* en términos de crecimiento y equidad ante cambios en el gasto corriente. La asimetría de este *trade-off* favorece la implementación de políticas de gasto corriente expansivas cuando el objetivo es la reducción de la desigualdad y puede asumirse un cierto coste (notablemente más reducido e incierto) en términos de crecimiento económico. Por el contrario, cuando se evalúan los efectos de una mayor inversión pública (gráficos 3B y 3F), no se advierten efectos significativos en ninguna de estas dimensiones.

La conclusión anterior queda refrendada a partir de la estimación del modelo con gasto distributivo y no distributivo, ya que el *shock* sobre el primero de estos componentes proporciona una elasticidad negativa y significativa tanto de la desigualdad (−0,85) como de la producción (−0,20). Confirmamos, por lo tanto, la existencia de un *trade-off* significativo en el que nuevamente se verifica una mayor sensibilidad de la desigualdad que del crecimiento ante aumentos del gasto.

Otro elemento destacable es que el *shock* sobre el gasto no distributivo replica este *trade-off* a una escala inferior (con elasticidades que son, respectivamente, de −0,45 y −0,20), aunque sin precisión en la estimación: las respectivas funciones impulso-respuesta engloban el valor cero por un muy estrecho margen (gráficos 4B y 4F) y no son del todo concluyentes en cuanto a la significatividad del impacto (como en el caso anterior, niveles de significatividad algo más amplios o una evaluación temporal distinta permitirían otorgar significatividad a los efectos de estos *shocks*). A pesar de ello, y dado que la evaluación de estos impactos se ha realizado en el marco del mismo modelo estimado, sí podemos concluir que un aumento del gasto distributivo es más eficaz en términos de reducción de la desigualdad que un incremento de las partidas no redistributivas, aunque acarrea un coste superior en términos de crecimiento económico.

En relación con la evaluación de *shocks* impositivos, los resultados, tal y como hemos anticipado anteriormente, indican que las consecuencias de cambios en los ingresos fiscales son notablemente menos nítidas que las derivadas de *shocks* por la vía del gasto. En este contexto, el ámbito de la imposición directa es más relevante, ya que los *shocks* en esta variable son prácticamente significativos en términos de reducción de la desigualdad (gráficos 3G y 4G), con elasticidades que oscilan entre −0,61 (cuando el modelo estimado distingue entre gasto corriente e inversión pública) y −0,38 (cuando el modelo estimado distingue entre gasto distributivo y no distributivo). Esta cuasi significatividad podría estar reflejando la estructura relativamente plana de impuestos

CUADRO N.º 1

EFECTOS ACUMULADOS DERIVADOS DE UN *SHOCK* EN LAS VARIABLES FISCALES

	PIB	Gini
Modelo 1: Clasificación económica del gasto		
Gasto corriente	−0,59	−2,22*
Inversión pública	0,01	−0,08
Impuestos directos	−0,16	−0,61
Impuestos indirectos	−0,03	0,20
Modelo 2: Clasificación funcional del gasto		
Gasto distributivo	−0,20*	−0,85*
Gasto no distributivo	−0,12	−0,45
Impuestos directos	−0,09	−0,38
Impuestos indirectos	−0,02	−0,20

Nota: (*) Indica significatividad estadística (el cero no está dentro de las bandas de un error estándar en el último período evaluado).

prácticamente proporcionales como son las contribuciones a la Seguridad Social, que además constituyen un porcentaje mayoritario del total de impuestos directos. En este sentido, Lambert (2001) muestra que una estructura de impuestos directos muy progresiva (ya sea a partir de la base impositiva, o de los tipos medios y marginales) proporcionaría efectos redistributivos muy superiores que estructuras mucho más planas como las que se derivan de la inclusión de las cotizaciones a la Seguridad Social.

Por otra parte, a pesar de que el impacto de la imposición directa sobre la actividad económica se estima también con escasa precisión, no queda lejos de ser aceptado como significativo (gráficos 3C y 4C). Dicho resultado se constata en las dos especificaciones del modelo, y permite concluir, nuevamente, que ante un virtual *trade-off* entre crecimiento y equidad, un aumento de la imposición directa genera mayores efectos en términos de desigualdad, si bien es cierto que estos son claramente inferiores a los obtenidos con respecto a un cambio en el gasto público (corriente y distributivo).

Finalmente, no se advierte efecto significativo alguno de parte de la imposición indirecta, ni en términos de crecimiento económico (gráficos 3D y 4D), ni en términos de desigualdad (gráficos 3H y 4H). Este resultado podría reflejar el hecho de que la variable que recoge los impuestos indirectos considera agregadamente la recaudación de todos los impuestos sobre bienes y servicios sin discriminar entre tipos de bienes gravados. Por ejemplo, si son impuestos sobre bienes intermedios o de consumo, bienes nacionales o importados, o si son impuestos sobre bienes de prime-

ra necesidad o bienes de lujo (véase Hindriks y Myles, 2006).

Para finalizar esta discusión, es importante señalar que en este trabajo no estamos evaluando medidas sistemáticas de políticas públicas, sino que estimamos los efectos de *shocks* representativos de determinadas políticas fiscales de gasto e impuestos que suponen, por definición, cambios inesperados. En este sentido, cabe destacar que nuestros resultados son consistentes con los obtenidos por otros estudios que utilizan la misma metodología. En particular, los efectos negativos a largo plazo del gasto público (que no sea en capital público) sobre la producción y la desigualdad parecen ser características comunes de España, Reino Unido y Suecia (véanse Ramos y Roca-Sagalés, 2008; Roca-Sagalés y Sala, 2011). Sin embargo, nuestros resultados en términos del impacto fiscal de los impuestos sobre la producción y la desigualdad difieren del caso de Suecia, mientras que coinciden con los obtenidos para la economía de Reino Unido. En particular, obtenemos elasticidades acumuladas con valores negativos muy parecidos a los de Reino Unido, especialmente los relativos a la imposición directa.

IV. CONCLUSIONES

A pesar de la atención creciente recibida en los últimos años, la magnitud y el signo de los efectos de la política fiscal sobre el crecimiento y la desigualdad sigue siendo una cuestión abierta. Este artículo contribuye a la escasa evidencia existente para España, en un momento especialmente trascendente a causa de las restricciones a la baja que hoy enfrentan nuestros responsables de política económica.

El principal resultado del artículo es que el gasto público corriente y el distributivo (también el no distributivo, pero en menor medida), así como la imposición directa, producen simultáneamente reducciones significativas de la desigualdad neta y del crecimiento del PIB. Este hallazgo es consistente con evidencia empírica previa que pone de manifiesto, por una parte, la existencia de efectos no keynesianos relacionados con el gasto público y los impuestos directos sobre el crecimiento (Barro, 1990 y 2008; Castelló-Climent, 2010) y, por otra parte, importantes efectos redistributivos de dichas políticas fiscales (Muinelogallo y Roca-Sagalés, 2011 y 2013). También apunta en la misma dirección que los resultados obtenidos por Wolff y Zacarías (2007) para Estados Unidos, o Afonso *et al.* (2010) para países de la OCDE, según los cuales el gasto (más que el ingreso) constituye el canal fundamental para reducir la desigualdad.

La disyuntiva que supone el *trade-off* crecimiento-equidad requiere un diseño amplio de política fiscal, especialmente necesario en una coyuntura de consolidación fiscal (Mulas-Granados, 2005). En este contexto, y a tenor de los resultados obtenidos, los efectos de la reducción del gasto público en forma de mayor desigualdad podrían ser compensados, al menos parcialmente, mediante un incremento de los impuestos directos.

Una de las prioridades del gobierno en los próximos años será, indefectiblemente, la reducción del déficit público desde el 9,4 por 100 registrado en 2011 al 3 por 100 que marca el nuevo tratado fiscal (en vigor desde enero de 2013). La cuestión más importante en esta situación es, por una parte, dilucidar qué instrumentos son los más adecuados

para alcanzar dicha reducción al menor coste posible en términos de desigualdad y, por otra parte, diseñar medidas complementarias para evitar resultados macroeconómicos excesivamente sesgados hacia alguno de los dos ámbitos del *trade-off*, crecimiento o equidad.

La lectura que hacemos de los resultados obtenidos no está exenta de la debida cautela en un contexto empírico muy errático y susceptible de variación. En particular, el mal funcionamiento de los mercados de capital constituye un condicionante macroeconómico que encorseta el libre diseño de la política fiscal. No podemos obviar que el marco en el que va a desarrollarse la política fiscal de los próximos años está ligado a la incertidumbre todavía existente en los mercados financieros, a la sazón catalizadores de la crisis actual.

Desde un punto de vista teórico, ha habido avances significativos en el conocimiento de los mecanismos que vinculan, a través de caídas en los precios de los activos y las quiebras resultantes, el desarrollo de las crisis financieras con recesiones profundas. Por el contrario, desde un punto de vista empírico existe todavía un gran desconocimiento sobre las consecuencias concretas de tales crisis, por ejemplo en el campo de la desigualdad. Así, mientras que Agnello y Sousa (2011) muestran que las crisis bancarias aumentan significativamente la desigualdad, Atkinson y Morelli (2011) no obtienen resultados concluyentes en este aspecto. Parece claro, en cualquier caso, que en la medida en que las crisis financieras pueden generar recesiones profundas, exigen también respuestas políticas de gran impacto, como sería la asunción, no descartable, de un rescate por parte de la Troika. Sin

lugar a dudas, ello afectaría notablemente las posibilidades de crecimiento de nuestra economía, así como la evolución de la desigualdad. Lamentablemente, la incertidumbre que rodea la actividad de los mercados financieros encorsetará las decisiones de política fiscal desde la vertiente de la financiación del gasto público, en particular por la vía del coste de la misma, y añadirá restricciones adicionales a cualquier política de gasto que quiera implementarse.

NOTAS

(1) Estudios relevantes en este sentido son los de AGHION *et al.* (1999), HORNSTEIN *et al.* (2005) y BERTOLA (2006), junto con las contribuciones empíricas de BANERJEE y DUFOLO (2003), VOITCHOVSKY (2005) y CASTELLÓ-CLIMENT (2010).

(2) Ver BASTAGLI *et al.* (2012) y los trabajos comprendidos en el monográfico de la OCDE (2012), «*Less Income Inequality and more growth – Are they compatible?*».

(3) En MYLES (2009) se puede encontrar un extenso *survey* de dichas contribuciones empíricas.

(4) Para un *survey* de dichos estudios empíricos véase ATKINSON y BRANDOLINI (2006).

(5) Esta diferencia de peso entre los gastos y los ingresos públicos sobre el PIB se explica obviamente por el déficit público.

(6) El concepto de desigualdad no es unívoco y su medición no carece de dificultades empíricas. En este contexto, el índice de Gini es uno de los coeficientes más utilizados para medir la desigualdad en la distribución de la renta (o en la distribución salarial). El coeficiente de Gini (también ratio de Gini, o de renta relativa) se calcula a partir de datos sobre la renta de los individuos (x) como una «diferencia media relativa», es decir, como la media de la diferencia entre cada posible par de individuos dividida por el tamaño medio de la renta (μ),

$$Gini = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2\mu}$$

Toma valores entre 0 y 1, siendo el cero indicativo de ausencia de desigualdad.

(7) Algunos indicadores disponibles permiten anticipar que el índice de Gini para 2011 y 2012 reflejará, muy probablemente, este deterioro (véase la Encuesta de Condiciones de Vida 2011 y el avance 2012).

(8) Cabe recordar que, de acuerdo con una clasificación funcional del gasto, el com-

ponente redistributivo reúne las partidas de gasto centradas en educación, sanidad, vivienda pública y prestaciones sociales (ver cuadro 1 en el apéndice 1). Dicho componente supone prácticamente dos tercios del gasto público total (menos en expansión, más en recesión).

(9) La distinción entre gasto distributivo y no distributivo es la misma que la utilizada por HINDRIK y MYLES (2006) y MARTÍNEZ VÁZQUEZ *et al.* (2012), entre otros.

(10) La distinta naturaleza de las clasificaciones económica y funcional del gasto impide una comparación directa de las distintas partidas y la identificación detallada de sus diferencias. El gasto corriente puede subdividirse en consumo final (integrado por consumos intermedios, remuneración de asalariados, y transferencias sociales en especie), pagos por intereses, prestaciones sociales distintas a las transferencias en especie, subvenciones y otros gastos. Para el caso del gasto distributivo, véase nota 8 y cuadro 1 en el apéndice 1.

(11) La existencia de estos cambios estructurales está incorporada en los test de raíces unitarias presentados anteriormente, así como en todas las estimaciones cuyos resultados presentamos.

(12) Véase, por ejemplo, CASTRO (2006 y 2003), KAMPS (2005) y YUAN y LI (2000).

(13) Sin duda, también sería razonable suponer que los impuestos (directos) afectan contemporáneamente sobre la desigualdad. Sin embargo, es importante subrayar qué ordenamientos alternativos relativos a estas variables no tienen una influencia importante en nuestros resultados.

(14) Es importante tener en cuenta que los valores que aparecen en el cuadro n.º 1 no se obtienen únicamente de los datos de los gráficos 3 y 4, sino que al tratarse de elasticidades dichos valores muestran los efectos acumulados en el PIB e índice Gini respecto a un *shock* de una desviación estándar en las distintas variables fiscales, y dichas respuestas son normalizadas precisamente por el tamaño del *shock* inicial en la variable fiscal.

(15) Las bandas de error (líneas discontinuas en los respectivos gráficos) muestran la significatividad estadística de los resultados calculada, como comúnmente se hace en este tipo de trabajos, de acuerdo con SIMS y ZHA (1999). En particular, se consideran bandas de un error estándar (SE) correspondientes a intervalos de confianza del 68 por 100, y se toman como estadísticamente significativos aquellos impactos acumulados cuyas bandas de error no incluyen el cero.

(16) DAVIDSON y MCKINNON (1993: 684-686) y HAMILTON (1994: 257-259) proporcionan una clara y breve explicación de los modelos de vectores autorregresivos.

BIBLIOGRAFÍA

AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L., y TANZI, V. (2010), «Income distribution and public spen-

<p>ding: an efficiency assessment», <i>Journal of Economic Inequality</i>, 8: 367-389.</p> <p>AGHION, P.; CAROLI, E., y GARCÍA-PEÑALOSA, C. (1999), «Inequality and Growth in the New Growth Theories», <i>Journal of Economic Literature</i>, 37: 1615-1669.</p> <p>AGNELLO, L., y SOUSA, R.M. (2011), «How do banking crises impact on income inequality?», <i>Applied Economics Letters</i>, 19(5): 1425-1429.</p> <p>— (2013), «How does Fiscal consolidation Impact on Income Inequality?», <i>Review of Income and Wealth</i> (próxima publicación).</p> <p>ATKINSON, A., y BRANDOLINI, A. (2006), «The panel-of-countries approach to explaining income inequality: an interdisciplinary research agenda», en S. MORGAN, D. GRUSKY, y G. FIELDS (eds.), <i>Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics</i>, Stanford University Press, Stanford, pp. 440-448.</p> <p>ATKINSON, A., y MORELLI, S. (2011), «Inequality and banking crises», Human Development Research Paper 2011/06.</p> <p>AVRAM, S.; LEVY, H.; PAULUS, A., y H. SUTHERLAND (2012), «Income Redistribution in the European Union», Paper Prepared for the 32nd General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth.</p> <p>BANERJEE, A., y DUFLO, E. (2003), «Inequality and Growth: What Can the Data Say?», <i>Journal of Economic Growth</i>, 8(3): 267-299.</p> <p>BARRO, R.J. (1990), «Government spending in a simple model of endogenous growth», <i>Journal of Political Economy</i>, 98(1): 103-117.</p> <p>— (2008), «Inequality and Growth Revisited», Working Paper Series on Regional Economic Integration 11, Asian Development Bank.</p> <p>BASTAGLI, F.; COADY, D., y GUPTA, S. (2012), «Income inequality and fiscal policy», IMF staff discussion note, SDN/12/08, Fondo Monetario Internacional.</p> <p>BÉNABOU, R. (1996), «Inequality and growth», NBER Chapters, en <i>NBER Macroeconomics Annual 1996</i>, Vol. 11, National Bureau of Economic Research, Inc., pp. 11-92.</p> <p>— (2000), «Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract», <i>American Economic Review</i>, 90: 96-129.</p> <p>— (2002), «Tax and education policy in a heterogeneous agent economy: what levels of redistribution maximize growth and efficiency?», <i>Econometrica</i>, 70: 481-517.</p> <p>BERNANKE, B., y MIHOV, I. (1998), «Measuring Monetary Policy», <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 113: 315-334.</p> <p>BERTOLA, G.; FOELLMI, R., y ZWEIMÜLLER, J. (2006), «Income Distribution in Macroeconomic Models», Princeton University Press.</p>	<p>BLANCHARD, O., y PEROTTI, R. (2002), «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending & Taxes on Output», <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 117: 1329-1368.</p> <p>CASTELLÓ-CLIMENT, A. (2010), «Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation», <i>Journal of Economic Inequality</i>, 8: 293-321.</p> <p>CASTRO, F. DE (2003), «Non-Keynesian Effects of Public Expenditure in Spain», <i>Applied Economics Letters</i>, 10: 651-655.</p> <p>— (2006), «The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain», <i>Applied Economics</i>, 38: 913-924.</p> <p>DAVIDSON, R., y MACKINNON, J.G. (1993), <i>Estimation and inference in econometrics</i>, Oxford University Press, Nueva York.</p> <p>DEJONG, D.N.; NANKERVIS, J.C., y SAVIN, N.E. (1992), «Integration Versus Trend Stationarity in Time Series», <i>Econometrica</i>, 60: 423-433.</p> <p>ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J., y STOCK, J.H. (1996), «Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root», <i>Econometrica</i>, 64: 813-836.</p> <p>HAMILTON, J.D. (1994), <i>Time Series Analysis</i>, Princeton University Press.</p> <p>HINDRIKS, J., y MYLES, G. (2006), <i>Intermediate Public Economics</i>, The MIT Press, Cambridge, Mass.</p> <p>HORNSTEIN, A.; KRUSSEL, P., y VIOLANTE, G. (2005), «The Effects of Technical Change on Labor Market Inequalities», <i>Handbook of Economic Growth</i>, Vol. 1, Parte 2: 1275-1370.</p> <p>IMMERVOLL, H., y RICHARDSON, L. (2011), «Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades?», OECD Social, Employment and Migration, Working Papers número 122, OECD.</p> <p>KAMPS, C. (2005), «The Dynamic Effects of Public Capital: VAR Evidence for 22 OECD Countries», <i>International Tax and Public Finance</i>, 12: 533-558.</p> <p>KUZNETS, S. (1955), «Economic growth and income inequality», <i>American Economic Review</i>, XLV(1): 1-28.</p> <p>LAMBERT, P.J. (2001), <i>The Distribution and Redistribution of Income</i> (3.ª ed.), Manchester University Press, Manchester.</p> <p>MADDALA, G., y KIM, I. (1998), <i>Unit roots, Cointegration and Structural Change</i>, Cambridge University Press, Cambridge.</p> <p>MARCELLINO, M. (2006), «Some Stylized Facts on Non-systematic Fiscal Policy in the Euro Area», <i>Journal of Macroeconomics</i>, 28: 461-479.</p>	<p>MARTÍNEZ-VÁZQUEZ, J.; VULOVIC, V., y MORENO-DODSON, B. (2012), «The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a Large Panel of Countries», <i>Hacienda Pública Española</i>, 200(1/2012): 95-130.</p> <p>MUINELLO-GALLO, L., y ROCA-SAGALÉS, O. (2011), «Economic Growth and Inequality: The Role of Fiscal Policies», <i>Australian Economic Papers</i>, 50(2-3): 74-97.</p> <p>— (2013), «Joint Determinants of Fiscal Policy, Income Inequality and Economic Growth», <i>Economic Modelling</i>, 30 (1): 814-824.</p> <p>MULAS-GRANADOS, C. (2005), «Fiscal adjustments and the short-term trade-off between economic growth and equality», <i>Hacienda Pública Española</i>, 172(1): 61-92.</p> <p>MUSGRAVE, R.A. (1959), <i>The theory of public finance: A study in public economy</i>, McGraw-Hill, Nueva York.</p> <p>MYLES, G. (2009), «Economic Growth and the Role of Taxation: Aggregate Data», OECD-Economics Department, Working Paper n.º 714.</p> <p>NG, S., y PERRON, P. (2001), «Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power», <i>Econometrica</i>, 69: 1519-1554.</p> <p>OCDE (2012) «Less Income Inequality and more growth – Are they compatible?», OECD, París.</p> <p>PAULUS, A.; ČOK, M.; FIGARI, F.; HEGEDŰS, P.; KUMP, N.; LELKES, O.; LEVY, H.; LIETZ, C.; LŰPSIK, S.; MANTOVANI, D.; MORAWSKI, L.; SUTHERLAND, H.; SZIVOS, P., y VÖRK, A. (2009), «The effects of taxes and benefits on income distribution in the enlarged EU», en O. LELKES y H. SUTHERLAND (eds.), <i>Tax and Benefit Policies in the Enlarged Europe: Assessing the Impact with Micro-simulation Models</i>, Ashgate.</p> <p>PEROTTI, R. (2005), «Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries», Discussion Paper n.º 4842, CEPR.</p> <p>PHILLIPS, P.C.B., y XIAO, Z. (1998), «A Primer on Unit Roots Testing», <i>Journal of Economic Surveys</i>, 12: 423-469.</p> <p>RAMOS, X., y ROCA-SAGALÉS, O. (2008), «Long-Term Effects of Fiscal Policy on the Size and Distribution of the Pie in the UK», <i>Fiscal Studies</i>, 29(3): 387-411.</p> <p>ROCA-SAGALÉS, O., y SALA, H. (2011), «Government Expenditures and the Growth-Inequality Trade-Off: The Swedish Case», <i>Journal of Income Distribution</i>, 20(2): 38-54.</p> <p>SESHADRI, A., y YUKI, K. (2004), «Equity and Efficiency Effects of Distributive Policies», <i>Journal of Monetary Economics</i>, 57(1): 1415-1447.</p>
---	---	---

<p>SIMS, C.A. (1980), «Macroeconomics and reality», <i>Econometrica</i>, 48: 1-48.</p> <p>SIMS, C., y ZHA, T. (1999), «Error Bands for Impulse Responses», <i>Econometrica</i>, 67(5): 1113-1155.</p> <p>SOLT, F. (2009), «Standardizing the World Income Inequality Database», <i>Social Science Quarterly</i>, 90(2): 231-242.</p>	<p>VOITCHOVSKY, S. (2005), «Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?: Distinguishing Between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution», <i>Journal of Economic Growth</i>, 10: 273-296.</p> <p>WOLFF, E.N., y ZACHARIAS, A. (2007), «The distributional consequences of government</p>	<p>spending and taxation in the U.S., 1989 and 2000», <i>Review of Income and Wealth</i>, 53(4): 692-715.</p> <p>YUAN, M., y LI, W. (2000), «Dynamic employment and hours effects of government spending shocks», <i>Journal of Economics, Dynamics and Control</i>, 24: 1233-1263.</p>
--	--	---

APÉNDICE 1

CLASIFICACIÓN FUNCIONAL DE LAS VARIABLES FISCALES

CUADRO N.º 1

CLASIFICACIÓN DE GASTOS E IMPUESTOS

<i>Clasificación Impuestos y Gastos</i>	<i>Clasificación de Government Finance Statistics</i>
<i>Impuestos</i>	
Impuestos directos	<ul style="list-style-type: none"> — Impuesto sobre la renta y sociedades — Contribuciones a la Seguridad Social — Impuestos sobre la propiedad
Impuestos indirectos	<ul style="list-style-type: none"> — Impuestos generales sobre el consumo — Impuestos sobre las importaciones
<i>Gastos – Clasificación funcional</i>	
Gasto distributivo	<ul style="list-style-type: none"> — Pensiones y Seguridad Social — Sanidad — Vivienda y servicios colectivos — Educación
Gasto no distributivo	<ul style="list-style-type: none"> — Servicios generales — Defensa — Orden público y seguridad ciudadana — Servicios económicos

Fuente: Clasificación basada en el manual GFS-2001 correspondiente al «general government».

APÉNDICE 2

NOTA SOBRE LA METODOLOGÍA VAR Y LAS FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ASOCIADAS

Un modelo de vectores autorregresivos (VAR) es un sistema en el que cada variable se estima a partir de una constante, de sus valores pasados y de los valores pasados de cada una de las otras variables incluidas en el modelo (16). El modelo VAR definido y utilizado en este trabajo es un modelo multivariante que, en su versión más simplificada (sin desagregar gasto e impuestos) comprende variables de gasto público, PIB, desigualdad e impuestos. Se trata de un sistema de cuatro ecuaciones simultáneas en las que cada regresión tiene las mismas variables explicativas y distinta variable dependiente.

Una de las principales ventajas de los modelos VAR es su facilidad de estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La utilización de modelos VAR ha sido defendida especialmente como una manera de estimar relaciones dinámicas entre un conjunto de variables endógenas sin necesidad de imponer fuertes restricciones a priori (Sims, 1980). En este sentido, la utilización de los modelos VAR permite que el investigador no tenga que decidir qué variables son endógenas y cuáles exógenas. Además, los problemas asociados a la estimación de modelos de ecuaciones simultáneas se evitan, ya que los VAR no incluyen valores actuales de las variables entre los regresores.

Los residuos de cada una de las ecuaciones del modelo VAR se denominan «innovaciones». Están correlacionados entre ellos, pero no lo están con los valores pasados de las variables endógenas y/o exógenas del modelo. Haciendo algunas operaciones algebraicas (Hamilton, 1994: 260-261) se pueden obtener las denominadas «funciones impulso-respuesta» asociadas al modelo VAR. Estas proporcionan un resumen del efecto que tiene sobre los valores actuales y futuros de cada una de las variables endógenas una desviación puramente transitoria de una ellas respecto a su valor inicial de equilibrio (normalmente el impulso o *shock* equivale a una desviación estándar). De este modo, las funciones impulso-respuesta permitirán obtener información sobre la reacción intertemporal de una variable determinada (por ejemplo el PIB) ante una variación en otra variable (por ejemplo un impulso en el gasto público que simule una determinada medida de política económica).

COLABORACIONES

IV. LA DINÁMICA DE LA DESIGUALDAD

MOVILIDAD DE LOS INGRESOS EN ESPAÑA: EL EFECTO DE LA CRISIS

Elena BÁRCENA-MARTÍN

Universidad de Málaga

Ana I. MORO-EGIDO

Universidad de Granada

Resumen

Analizamos la movilidad de los ingresos en España en el periodo 2003-2009 y el impacto de la crisis. Observamos que los ingresos en términos reales han disminuido desde 2007, mientras que la desigualdad y la pobreza han aumentado. El estudio de los cambios en el ingreso, a partir de un modelo multinomial, revela que, en primer lugar, la crisis no ha tenido un efecto homogéneo ya que, aunque ha limitado las posibilidades de prosperar de todos los tramos de la distribución, además, a los individuos de ingresos medios los ha hecho más propensos a desplazamientos hacia la parte baja de la distribución. En segundo lugar, la crisis tampoco ha afectado por igual a los hogares, siendo más afectados aquellos cuya persona de referencia tiene un reducido nivel educativo, con mayor número de miembros y/o aquellos con mayor proporción de desempleados.

Palabras clave: movilidad de ingresos, desigualdad, pobreza, crisis, ECV (Encuesta de Condiciones de Vida).

Abstract

We analyse income mobility in Spain in the period 2003-2009 and the impact of the crisis. We note that mean income has declined since 2007, while inequality and poverty have increased. The study of changes in the level of income from a multinomial model, reveal that, first, the crisis had not a homogeneous effect because although the chances of success of all sections of the distribution have declined, the crisis has made middle incomes more prone to displacement towards the bottom of the distribution. Second, the crisis has not affected equally to households, the most affected being those whose reference person has a low level of education, with more members and/or those with the highest proportion of unemployed.

Key words: income mobility, inequality, poverty, crisis, EU-SILC.

JEL classification: D31, D63, J60.

I. INTRODUCCIÓN

LOS cambios en las condiciones macroeconómicas de un país, tales como el aumento del desempleo, ralentización del crecimiento, restricción del crédito, etc., afectan a la distribución de los ingresos y en concreto a las circunstancias económicas de los individuos. Tradicionalmente los economistas han evaluado el impacto de las fluctuaciones económicas en la situación de los individuos analizando la evolución de la desigualdad y la pobreza.

Sin embargo, aunque este análisis es importante en sí mismo, ignora un aspecto relevante, la evolución de la situación de cada individuo. El estudio de la movilidad de los ingresos permite examinar la evolución de la posición de los individuos en la distribución a lo largo del tiempo, y sobre todo nos permite responder a cuestiones como: ¿Qué proporción del cambio en la desigualdad se debe a crecimiento del ingreso y qué proporción se debe a las reordenaciones en la distribución del ingreso? ¿Cómo evolucionan estos componentes de los cambios en desigualdad a lo largo del tiempo y cómo les ha afectado la crisis? ¿Qué ingresos se ven más perjudicados por la recesión? ¿Qué colectivos son los más afectados por la crisis?

El estudio de la distribución personal del ingreso se puede abordar, por tanto, desde dos perspectivas: el análisis de la desigualdad y la pobreza, y el estudio de la dinámica de los ingresos, en la que se ha centrado la literatura en los últimos años debido principalmente a la disponibilidad de bases de datos microeconómicas que permiten introducir la dimensión longitudinal en el análisis distributivo. En concreto, en este trabajo utilizamos datos de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV), cuya naturaleza de panel rotante permite el estudio de la distribución de los ingresos en España. En primer lugar, estudiamos la evolución de la pobreza y desigualdad en el periodo 2003-2009, para a continuación completar el análisis abordando los aspectos dinámicos. Las dos perspectivas tienen importancia en sí mismas y se complementan a la hora de analizar la movilidad de los ingresos.

El trabajo está organizado en seis secciones. La sección II presenta los datos empleados y las principales decisiones metodológicas. La sección III analiza la evolución de los ingresos, la desigualdad y la pobreza. El análisis de la movilidad de los ingresos se presenta en la sección IV. En la V se realiza un estudio del sentido de los cambios en el nivel de in-

greso y el efecto de la crisis en distintas partes de la distribución controlando por factores sociodemográficos. Finalmente, la sección VI resume las principales conclusiones.

II. DATOS Y ASPECTOS METODOLÓGICOS

La fuente de datos empleada en este trabajo, la ECV, pertenece al conjunto, cada vez más completo, de operaciones estadísticas armonizadas para los países de la Unión Europea. Es un instrumento estadístico de primer orden para el estudio de la pobreza y desigualdad, el seguimiento de la cohesión social, el estudio de las necesidades de la población y del impacto de las políticas sociales y económicas sobre los hogares y las personas, así como para el diseño de nuevas políticas.

La ECV es una encuesta anual dirigida a hogares, que tuvo su antecesora en el *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE), realizado durante el periodo 1994-2001. La ECV contiene información a nivel individual y de hogar, posibilitando el enlace de las características del individuo (sexo, edad, nivel educativo, tipo de trabajo, sector en el que trabaja, etcétera) y de las del hogar al que pertenece (propiedad del hogar, si posee televisión, número de miembros en el hogar, etc.). Además, esta encuesta es un panel rotante que permite el seguimiento del individuo durante un periodo máximo de cuatro años, siempre y cuando no abandone la encuesta antes de que se agote el periodo de colaboración con la misma. En el momento de elaboración de este trabajo se disponía de los microdatos correspondientes a los años 2004-2010.

En todo análisis de la movilidad de los ingresos se han de tomar una serie de decisiones relevantes relativas a la elección de la variable objeto de estudio, relativas a la unidad de análisis, y forma de ponderación de las mismas y al periodo de estudio. Las decisiones adoptadas en este trabajo, que se detallan a continuación, son las convencionales.

La variable *Ingreso* es el ingreso anual disponible del hogar (1), que incluye todos los ingresos del hogar en conjunto y de cada uno de sus miembros. Dado el modo de recogida de la información en la ECV, los montantes relativos a ingresos son anuales y pertenecen al año natural anterior a la realización de la encuesta. Por ello el periodo analizado abarca desde 2003 a 2009. Debido a que un mismo nivel de ingreso del hogar puede dar lugar a diferentes niveles de vida dependiendo del tamaño y compo-

sición del hogar, corregimos estas diferencias empleando la escala de equivalencia de la OCDE modificada (2). Todos los ingresos están en términos reales de 2011, de forma que los ingresos de diferentes años son comparables ya que se deduce el efecto de la inflación.

En este trabajo consideramos el ingreso de los individuos, en línea con la decisión más frecuente en los estudios longitudinales basada en la dificultad de seguimiento en el tiempo de unidades que pueden experimentar cambios en su composición, como es el caso del hogar. Pero, aunque la unidad de medida sea el individuo, la unidad de análisis es el hogar. Esto significa que estamos trabajando con el ingreso ajustado por individuo bajo el supuesto de que no se producen desigualdades dentro del hogar. Por tanto, las características de los hogares a los que pertenecen los individuos son cruciales a la hora de analizar la movilidad de los ingresos.

En el estudio longitudinal se analiza a un mismo individuo en dos años consecutivos y, por tanto, es necesario hacer uso de ponderaciones que permiten mitigar los sesgos debido a la falta de respuesta y abandono de la muestra no aleatorio.

Por último, en el estudio de la movilidad del ingreso se ha realizado un ajuste en la cola de las distribuciones para aumentar la coherencia de la comparación de las distintas olas (*trimming*). El ajuste ha consistido en truncar simétricamente las muestras anuales con la eliminación de un 1 por 100 de las observaciones en cada extremo. Este tipo de truncamiento es frecuente en las comparaciones intertemporales debido a la posible contaminación de los datos por anomalías en los valores extremos (Cowell et al., 1999).

III. EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS, DESIGUALDAD Y POBREZA

El estudio de la distribución de los ingresos lo abordamos, en esta sección, a través de una comparativa de los ingresos medios, la desigualdad y la pobreza a lo largo del periodo, y en la sección siguiente analizamos la dinámica de los ingresos.

1. Evolución de los ingresos

Comenzamos examinando la evolución de los ingresos equivalentes (escala OCDE modificada) durante el periodo 2003-2010 (3) a través del compor-

CUADRO N.º 1

INGRESO MEDIO Y MEDIANO ANUAL EQUIVALENTE EN ESPAÑA (*)

Años	Hogares	Media	Desv. Estándar
2003	14.640	14.471	8.875
2004	12.937	14.567	9.359
2005	12.149	14.939	9.419
2006	12.315	15.308	9.524
2007	13.014	15.903	9.695
2008	13.360	15.653	9.760
2009	13.597	15.491	10.320
2010**		14.706	

Notas:

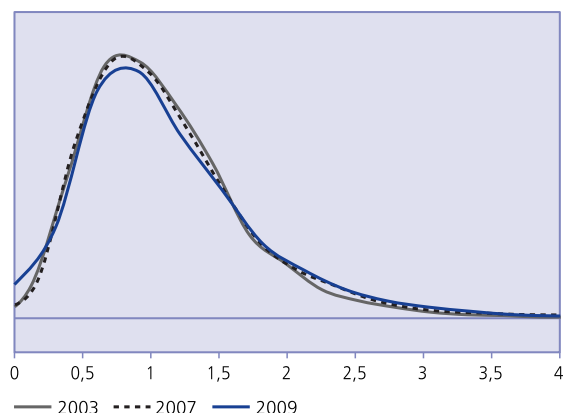
(*) Ingresos en euros reales de 2011.

(**) Datos provisionales ofrecidos por el INE.

tamiento del ingreso medio y mediano de un promedio de 13.100 hogares por año analizado (cuadro n.º 1). Distinguimos claramente dos subperiodos, 2003-2007, en el que el ingreso medio (4) creció un promedio de 9,91 por 100, y 2007-2010, subperiodo de recesión en el que el ingreso medio se ha reducido un promedio de 7,5 por 100.

Para ilustrar dónde se han producido los cambios en la distribución de ingresos del periodo analizado, aspecto no reflejado por la evolución del ingreso medio, estimamos de forma no paramétrica la función de densidad de los ingresos para los años 2003, 2007 y 2009, límites de los subperiodos ana-

GRÁFICO 1
FUNCIÓN DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS INDIVIDUALES PARA ESPAÑA



lizados, mediante el método Kernel (5). El gráfico 1 muestra las funciones de densidad del ingreso relativizado por el ingreso mediano contemporáneo.

En el gráfico 1 se observa que entre 2003 y 2007 la función de densidad experimentó pequeños cambios, sin embargo, entre 2007 y 2009 la densidad en la parte más baja de la distribución ha incrementado, reduciéndose la de la parte intermedia y no habiendo cambios reseñables en la parte alta de la distribución. Este primer análisis gráfico nos lleva a pensar que los más afectados por la recesión son los individuos con ingresos medios y bajos, que han pasado a engrosar la parte más baja de la distribución. Pero esta afirmación no se puede contrastar si no realizamos un estudio de la movilidad de los ingresos.

2. Evolución de la desigualdad

En el periodo analizado podemos diferenciar dos subperiodos, delimitados por el comportamiento de la desigualdad, que coinciden con los observados en la evolución del ingreso medio. En el cuadro n.º 2 se reportan las medidas de desigualdad del Índice de Gini (6). Durante el primer subperiodo, 2003-2007, la desigualdad se mantiene en valores estables y en el segundo subperiodo, 2007-2010, la desigualdad crece.

3. Evolución de la pobreza

En el análisis de la evolución de la pobreza relativa consideramos una línea de pobreza que varía en términos reales, de forma que va cambiando año a año con el fin de, por un lado, deducir el efecto del incremento del ingreso y, por otro, que los cambios en las medidas de pobreza se deban exclusivamente a la

CUADRO N.º 2

MEDIDAS DE DESIGUALDAD

Años	Gini
2003	30,69
2004	31,82
2005	31,14
2006	31,30
2007	31,28
2008	32,25
2009	33,88
2010*	34,00

Nota: (*) Datos ofrecidos por el INE de forma provisional.

redistribución del ingreso. En su definición seguimos la recomendación de Eurostat, y la situamos en el 60 por 100 de la mediana del ingreso contemporáneo.

Como es usual en los estudios en la literatura sobre la evolución de la pobreza, analizamos varios indicadores con el fin de obtener conclusiones robustas. En primer lugar calculamos la tasa de recuento (H), que indica la proporción de individuos cuyo ingreso es inferior a la línea de pobreza. En segundo lugar, obtenemos la intensidad de la pobreza (I) como:

$$I = 1 - \frac{\mu_p}{z};$$

donde μ_p es el ingreso medio de los pobres y z la línea de pobreza. En tercer lugar, consideramos la incidencia de la pobreza extrema (He), que es la proporción de individuos con ingreso inferior a la mitad de la línea de pobreza.

El cuadro n.º 3 muestra las medidas de pobreza relativa a nivel nacional descritas anteriormente. Se observa que la tasa de recuento (H) no refleja una tendencia clara a lo largo del inicio del periodo. Presenta pequeñas oscilaciones en torno a valores cercanos a 19,8 por 100, y solo a partir de 2009 empieza a crecer. En el periodo anterior a la crisis la intensidad de la pobreza (I) oscilaba en torno a 6,25 por 100, mientras que a partir de 2008 la intensidad crece. Este mismo comportamiento lo presenta la tasa de pobreza extrema (He).

En resumen, podemos decir que con el comienzo de la crisis se evidencia un crecimiento de la desigual-

dad pero, sin embargo, la proporción de pobres ha tardado más en comenzar a crecer. El análisis de la pobreza extrema nos muestra que, si bien el porcentaje de pobres inicialmente se mantuvo, los que primero notaron los efectos de la crisis fueron los individuos situados en la parte más baja de la distribución, y así lo demuestran los incrementos en la intensidad de la pobreza, el porcentaje de individuos con ingresos por debajo del 30 por 100 del ingreso mediano.

Como se ha comentado en la introducción, el análisis de la evolución de las medidas de desigualdad y pobreza no nos permite conocer en profundidad cómo ha evolucionado la distribución de los ingresos desde el punto de vista de los individuos. Solo tenemos unas instantáneas en distintos momentos del tiempo, pero ignoramos los cambios que se han producido más allá del nivel agregado. Para considerar la evolución individual de los ingresos, en la siguiente sección estudiamos la movilidad de los ingresos a través de distintos índices.

IV. MOVILIDAD DE LOS INGRESOS

El análisis de la tendencia de la movilidad se realiza a través del cálculo de diversos indicadores (7). Como indican Ayala y Sastre (2005), dado que cada indicador descansa en fundamentos teóricos distintos, los resultados son sensibles al indicador elegido. Los datos presentados corresponden a la movilidad interanual para pares de años consecutivos en el periodo 2004-2009, con un promedio de 18.300 individuos analizados en dos periodos consecutivos.

Una primera interpretación de la movilidad de ingresos descansa en la ausencia (o presencia) de una relación de dependencia de los ingresos de cada individuo en la distribución final respecto a la distribución inicial. El indicador más básico dentro de este enfoque es la correlación de los ingresos de los individuos en distintos momentos en el tiempo, $\rho(x_t, x_0)$, siendo x_t el ingreso en el periodo final y x_0 el ingreso en el periodo inicial. Otro indicador similar es la pendiente de la recta de regresión bivalente entre el logaritmo del ingreso de la distribución final y el de la distribución inicial ($\beta_{\log x_0}$). La misma idea de asociación de las rentas en los dos periodos se recoge en el Índice de Hart, que se formula como el complementario de la correlación entre los ingresos (en logaritmos) de los distintos periodos. En la formulación recogida por Shorrocks (1993) se expresa como:

$$M_{Hart} = 1 - \rho(\log x_t, \log x_0)$$

CUADRO N.º 3

MEDIDAS DE POBREZA RELATIVA

Años	H	I	He
2003	19,91 (0,406)**	6,18 (0,169)	3,80 (0,195)
2004	19,74 (0,460)	6,23 (0,191)	3,88 (0,208)
2005	19,86 (0,508)	6,34 (0,233)	4,31 (0,331)
2006	19,75 (0,495)	6,18 (0,221)	4,15 (0,311)
2007	19,65 (0,492)	6,79 (0,318)	3,85 (0,230)
2008	19,48 (0,456)	7,94 (0,293)	5,43 (0,277)
2009	20,73 (0,464)	9,04 (0,318)	6,60 (0,299)
2010*	21,80		
2011*	21,10		

Notas:

(*) Datos ofrecidos por el INE de forma provisional.

(**) Entre paréntesis se muestran las desviaciones estándar de cada medida calculada.

Los indicadores obtenidos para el periodo analizado (cuadro n.º 4) no nos permiten llegar a una conclusión robusta acerca de la tendencia de la movilidad interanual. Ni siquiera el efecto de la crisis es el mismo. Se aprecia una asociación lineal positiva de los ingresos y de los logaritmos de los ingresos entre 0,615 y 0,768, lo que nos permite concluir que los resultados indican un grado de movilidad interanual similar (o ligeramente superior) al obtenido por Ayala y Sastre (2005) para el periodo 1993-1997 con datos del *Panel de Hogares de la Unión Europea* y algo superior a lo indicado por los resultados de Cantó (2000) para el periodo 1985-1992 con datos de la *Encuesta Continua de Presupuestos Familiares*.

Una segunda interpretación de la movilidad se basa en su definición como la distancia entre los ingresos de los individuos durante un intervalo de tiempo. Dicha distancia refleja la inestabilidad en los ingresos de los individuos, por lo que puede asociarse a cuestiones de inseguridad en la percepción de rentas. El indicador de Fields y Ok (1996) es el más difundido de los indicadores de las fluctuaciones intertemporales de los ingresos, y es el resultado de la suma de los valores absolutos de los cambios de ingreso de cada individuo normalizada por el tamaño de la población:

$$M_{F-Ok} = \frac{\sum_{i=1}^n |\ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})|}{n}$$

Este indicador nos permite realizar dos tipos de descomposición, una que nos ofrece información sobre la estructura de la movilidad, y otra que permite obtener la movilidad total como media ponderada de la movilidad de distintos grupos de población.

La primera descomposición permite diferenciar entre el componente de movilidad debida al crecimiento económico ($K(x_t, x_0)$), similar al concepto de movilidad estructural, y la movilidad debida a las

transferencias de ingresos entre individuos sin que cambie el ingreso total ($T(x_t, x_0)$), asimilable a la movilidad de intercambio. El indicador puede descomponerse como:

$$M_{F-Ok} = K(x_t, x_0) + T(x_t, x_0) = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})}{n} + \frac{2 \sum_{i \in L} \ln(x_{i0}) - \ln(x_{it})}{n}$$

donde L es el conjunto de individuos que reducen sus ingresos, $K(x_t, x_0)$ resume los cambios en las rentas provocados por el crecimiento económico y $T(x_t, x_0)$ refleja el movimiento total de rentas atribuible a las transferencias de los que ganan a los que pierden.

Los resultados revelan un incremento de la movilidad a partir del comienzo de la recesión. Lo relevante es la información expuesta en el cuadro n.º 5 referente a la estructura de la movilidad, reflejada en la descomposición en sus dos componentes. La variación longitudinal de los ingresos aparecería mayoritariamente explicada, según la metodología de Fields y Ok, por el componente asimilable a la movilidad de intercambio. Estos resultados coinciden con los de Ayala y Sastre (2005) para España en el periodo 1993-1997. La contribución del crecimiento económico es claramente menor y en las dos últimas observaciones experimenta un cambio de signo. El valor negativo en las dos últimas transiciones analizadas nos indica que los ingresos experimentaron un crecimiento real negativo (8), compensado por una mayor movilidad de intercambio que hace que la movilidad en conjunto crezca en estos dos periodos.

La segunda descomposición del Índice de Fields y Ok supone expresarlo como una media ponderada de los movimientos concretos de cada categoría socioeconómica.

CUADRO N.º 4

INDICADORES DE ASOCIACIÓN ESTADÍSTICA

	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
$p(x_t, x_0)$	0,768	0,740	0,747	0,733	0,743
$\beta_{\log 0}$	0,708	0,686	0,671	0,754	0,615
M_{Hart}	0,282	0,306	0,307	0,371	0,397

CUADRO N.º 5

DESCOMPOSICIÓN DEL ÍNDICE DE FIELDS Y OK

	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
$K(x_t, x_0)$	0,033	0,014	0,065	-0,025	-0,016
$T(x_t, x_0)$	0,254	0,279	0,220	0,329	0,338
M_{F-Ok}	0,287	0,294	0,285	0,304	0,322

$$M_{F-Ok} = \frac{\sum_{i=1}^n |\ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})|}{n} =$$

$$= \sum_{j=1}^J \frac{n_j}{n} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{|\ln(x_{it}) - \ln(x_{i0})|}{n_j} = \sum_{j=1}^J \frac{n_j}{n} M_{F-Ok,j}.$$

La contribución de cada grupo a la movilidad depende tanto de la movilidad del grupo en sí, ($M_{F-Ok,j}$), como del peso demográfico de cada uno de ellos, (n_j/n). En nuestro caso hemos clasificado la población en tres grupos, según el nivel de ingresos equivalentes. Denominaremos grupo de ingresos bajos a los individuos cuyos ingresos equivalentes estén situados por debajo del valor de la tercera decila del ingreso de 2005 (9). El grupo de ingresos altos lo conforman los individuos con ingresos por encima del valor de la séptima decila del ingreso de 2005. Finalmente, el grupo de ingresos medios lo constituyen aquellos con ingresos entre la tercera y la séptima decila del ingreso de 2005.

La descomposición de la movilidad por grupos de ingreso (cuadro n.º 6) nos muestra que la contribución del grupo de ingresos bajos es superior a la del grupo de ingresos medios, excepto en las transiciones entre 2005/2006, y esta es superior a la de ingresos altos. Este patrón no se ha visto alterado por la crisis, aunque las contribuciones a la movilidad de los distintos grupos de ingreso han experimentado oscilaciones. Respecto a la movilidad, el grupo de ingresos bajos es el que experimenta un mayor crecimiento de la misma a partir de la crisis. Sin embargo, esta medida, aunque más informativa gracias a su descomponibilidad, no es direccional y, por tanto, no podemos evaluar si los cambios en la movilidad de estos grupos se dan en el mismo sentido.

Una tercera interpretación de la movilidad de ingresos es la que concibe esta como los cambios en la posición relativa de los individuos en la escala de ingresos a lo largo del tiempo. Lo relevante en este caso es si ese movimiento le permite ocupar una posición relativa distinta de la que partía en la distribución inicial. Para captar los cambios en la posición relativa de los individuos trabajamos con matrices de transición (R) entre las clases definidas por los deciles de la distribución. Tal y como indican Ayala y Sastre (2002), la principal ventaja de estas medidas frente a las medidas de distancia descritas anteriormente radica en que los movimientos que estas reflejan no tienen que ser necesariamente simétricos, con distinta probabilidad, por ejemplo, de que los individuos más ricos desciendan en la escala de renta a que asciendan aquellos con menores ingresos. Además, como indican Cowel y Schluter (1998), las medidas de movilidad basadas en matrices de transición son más robustas ante errores de medida. Sin embargo, las matrices tienen la desventaja de que se pierde la información de los cambios que se producen dentro de una misma decila, y de la magnitud del cambio del ingreso que supone el cambio de decila (Fields y Ok, 1999). Aun así, consideramos que las matrices de transición nos permiten analizar un aspecto relevante para el análisis del efecto de la crisis sobre los ingresos de los individuos, que consiste en indicar el sentido del cambio en los ingresos. En este trabajo empleamos matrices de transición absolutas, que consideran límites constantes fijados como los deciles de la distribución de ingresos de 2005.

A partir de las matrices de transición construimos índices sintéticos de las transiciones. El más conocido es el índice de movilidad propuesto en Shorrocks (1978):

$$M_s = \frac{n - tr(R)}{n - 1}$$

CUADRO N.º 6

DESCOMPOSICIÓN DE LA MOVILIDAD POR GRUPOS DE INGRESOS

	2004/2005			2005/2006			2006/2007			2007/2008			2008/2009		
	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C	M_{F-Ok}	P	C
Total	0,287			0,294			0,285			0,304			0,322		
Ingresos bajos	0,382	30,98	41,19	0,387	28,43	37,46	0,420	28,10	41,43	0,454	24,39	36,45	0,512	24,59	39,05
Ingresos medios ..	0,254	40,88	36,25	0,266	42,34	38,35	0,246	41,42	35,77	0,260	40,62	34,78	0,271	40,78	34,31
Ingresos altos	0,230	28,14	22,56	0,243	29,23	24,20	0,213	30,49	22,80	0,250	34,99	28,77	0,248	34,63	26,65

Nota: M_{F-Ok} : movilidad según el índice de Fields y Ok para el grupo correspondiente; P : porcentaje de individuos del grupo correspondiente; C : contribución relativa a la movilidad del grupo correspondiente.

donde $tr(R)$ es la traza de la matriz de transición y n el número filas y columnas de la matriz (en nuestro caso 10). A mayor probabilidad de transición, menor sería el valor de la traza y, por tanto, mayor el valor del índice. El valor de este índice oscila entre 0 y 1. Tomando el valor cero en el caso de movilidad nula, y $n/(n-1)$ en el caso de movilidad total (10). Otro indicador, complementario del anterior, es el propuesto por Bartholomew (1973). Su índice promedia los movimientos fuera de la diagonal:

$$M_B = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_{ij} |i-j| p_i$$

donde p_{ij} representa las transiciones hacia decilas distintas de la inicial y p_i es el porcentaje de individuos que en el periodo inicial estaban en la decila i . Cuanto mayor sea el valor del índice, mayor es la movilidad. Este índice tomará el valor cero en caso de movilidad nula (11).

Ambos índices muestran una tendencia decreciente de la movilidad a partir del inicio de la crisis (cuadro n.º 7). Esta conclusión puede parecer contraria a la obtenida con el Índice de Fields y Ok, pero hay que tener en cuenta que miden distintos conceptos de movilidad. Así, podríamos decir que a partir de la crisis la inestabilidad de la renta es mayor (medida a través del Índice de Fields y Ok), y sin embargo, este incremento en la inestabilidad no lleva aparejado más cambios en las posiciones relativas de los individuos. Nuestro interés se centra ahora en el análisis detallado de los cambios en las posiciones relativas para detectar quiénes experimentan los saltos, hacia dónde y si la crisis ha provocado cambios en el sentido de las transiciones, ya que los anteriores índices no discriminan el sentido de las mismas. Todo ello nos lleva a describir de forma resumida las matrices de transición correspondientes a los movimientos interanuales en el periodo considerado.

CUADRO N.º 7

INDICADORES A PARTIR DE LAS MATRICES DE TRANSICIÓN

	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
M_S	0,752	0,753	0,729	0,730	0,727
M_B	1,384	1,419	1,366	1,364	1,347

El cuadro n.º 8 muestra las transiciones entre decilas y observamos que entre el 31,7 y 34,6 por 100 de los individuos permanecen en la misma decila entre dos periodos consecutivos. Una cifra cercana a la obtenida por Ayala y Sastre (2005) para el periodo 1993-1997. Sin embargo, ligeramente diferente a la de Cantó (2000) para España en el periodo 1985-1992 que, considerando transiciones anuales, obtiene que el porcentaje de individuos que permanecen en la misma decila es 39,3 por 100.

También en el cuadro n.º 8 se observa que a partir del comienzo de la recesión las transiciones, en general, son menos frecuentes. Sin embargo, un análisis del sentido de estas transiciones nos permite concluir que antes de la crisis las transiciones de ingresos hacia decilas superiores eran más frecuentes que las transiciones en sentido opuesto. En cambio, durante la crisis este comportamiento se invierte, siendo más frecuentes las transiciones descendentes que ascendentes.

El análisis detallado de las transiciones que se producen en los tres grupos de renta anteriormente definidos nos permite evidenciar situaciones diferenciadas (cuadro n.º 9).

El cuadro n.º 9 muestra, en primer lugar, que la proporción de individuos que permanecen en

CUADRO N.º 8

TRANSICIONES ENTRE DECILAS
(Porcentaje)

	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	31,7	31,7	34,1	34,4	34,6
Asciende una decila	17,8	17,0	18,8	15,9	16,0
Desciende una decila	15,5	15,6	13,5	16,8	17,3
Asciende dos decilas	9,4	8,9	9,8	7,5	7,3
Desciende dos decilas	7,5	7,6	6,0	7,8	7,8
Asciende más de dos decilas	10,5	9,8	11,3	8,7	7,8
Desciende más de dos decilas	7,6	9,4	6,6	8,8	9,2

CUADRO N.º 9

**TRANSICIONES ENTRE DECILAS POR GRUPOS DE INGRESOS
(Porcentaje)**

<i>Ingresos bajos*</i>	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	34,1	35,9	33,7	34,5	35,0
Asciende una decila	19,9	19,2	19,4	18,7	18,1
Desciende una decila	11,7	11,8	9,3	12,3	13,3
Asciende dos decilas	11,6	11,1	11,9	11,0	11,6
Desciende dos decilas	2,6	2,7	2,1	3,1	4,6
Asciende más de dos decilas	20,1	19,3	23,6	20,4	17,4
Desciende más de dos decilas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Nota: () Ingresos bajos son los inferiores a la tercera decila de la distribución de ingresos de 2005.*

<i>Ingresos medios*</i>	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	22,5	22,2	24,1	26,5	26,2
Asciende una decila	18,3	17,3	19,9	15,6	16,8
Desciende una decila	16,8	16,4	14,1	17,8	18,2
Asciende dos decilas	12,0	11,5	13,8	9,9	8,9
Desciende dos decilas	10,5	10,3	8,2	10,5	9,7
Asciende más de dos decilas	10,4	10,3	11,2	9,3	8,7
Desciende más de dos decilas	9,5	12,1	8,6	10,5	11,6

Nota: () Ingresos medios son los situados entre la tercera y séptima decila de la distribución de ingresos de 2005.*

<i>Ingresos altos*</i>	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008	2008/2009
Permanece en la misma decila	42,4	41,4	48,1	43,5	44,2
Asciende una decila	14,6	14,5	16,6	14,2	13,6
Desciende una decila	17,9	18,1	16,6	18,8	19,2
Asciende dos decilas	3,2	3,0	2,3	2,4	2,3
Desciende dos decilas	8,6	8,5	6,6	8,1	7,8
Asciende más de dos decilas	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Desciende más de dos decilas	13,3	14,5	9,9	13,1	13,0

Nota: () Ingresos altos son los situados por encima de la séptima decila de la distribución de ingresos de 2005.*

la misma decila es mayor en la parte alta y baja de la distribución, por este orden, al igual que concluye Cantó (2000) para las transiciones anuales. Por el contrario, la mayor inestabilidad la experimentan los ingresos medios. En segundo lugar, el análisis del sentido de las transiciones nos descubre que los individuos de ingresos bajos experimentan más transiciones hacia arriba que hacia abajo, y, por tanto, hay un saldo neto positivo de transiciones ascendentes que la crisis ha reducido. En tercer lugar, los ingresos altos experimentan más transiciones hacia abajo que hacia arriba, resultando en un saldo neto positivo de transiciones descendentes, que la crisis ha aumentado. Por último, los ingresos medios realizaban más transiciones hacia arriba que hacia abajo antes de la crisis, resultando en un saldo neto de transiciones positivas en sentido ascendente, pero durante la crisis se ha invertido el sentido de las transiciones, resultando un saldo neto de transiciones descendentes.

Estas transiciones las experimentan individuos que pertenecen a hogares con características muy diferentes. Un análisis adecuado de las mismas nos lleva a controlar las características de los hogares de los individuos para conocer el efecto de la crisis sobre el sentido de las transiciones controlando por una serie de factores relativos a la persona de referencia, al hogar en conjunto y a los cambios en las características del hogar entre dos periodos consecutivos.

V. FACTORES DETERMINANTES DE LA MOVILIDAD

El análisis del efecto de la crisis sobre el sentido de las transiciones lo realizamos a través de un modelo multinomial. La variable dependiente (*Transición*) tiene tres posibles modalidades que recogen las siguientes situaciones: desplazamiento interanual hacia una decila superior, desplazamiento inter-

anual hacia una decila inferior o no desplazamiento de decila. Cuando la variable endógena a modelizar es una variable discreta con varias alternativas posibles de respuesta (J) nos encontramos ante los modelos de respuesta múltiple. En nuestro caso las alternativas que presenta la variable endógena no se pueden ordenar. La especificación general de los modelos de respuesta múltiple con datos no ordenados queda recogida a través de la siguiente expresión:

$$\Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' Z_{ij}}}{\sum_{j=0}^J e^{\beta_j' Z_{ij}}}$$

donde Z_{ij} es la matriz de regresores del modelo. En este caso el modelo que se utilizará es el modelo multinomial. En estos modelos, para resolver la indeterminación en la estimación de los modelos, se normaliza tomando el valor cero para los parámetros de la alternativa 0. Por tanto las probabilidades resultantes son:

$$\Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' Z_{ij}}}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\beta_j' Z_{ij}}} \text{ para } j = 1, 2, \dots, J-1$$

$$\Pr(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\beta_j' Z_{ij}}} \text{ para } j = 0$$

Este modelo nos permite analizar el efecto de las distintas variables explicativas admitiendo un efecto asimétrico en las transiciones, es decir, una característica puede favorecer las transiciones en un sentido y no tener efecto en el otro sentido. Evidentemente, modelizar la asimetría a través de un modelo multinomial con solo estas tres categorías nos lleva a ignorar la magnitud de la transición. Hemos optado por este modelo para mantener el número de categorías en un tamaño tratable que simplifique el proceso de extraer conclusiones.

Para modelizar el efecto de la crisis sobre el sentido de las transiciones incluimos una variable dicotómica (*Crisis*) que nos permite diferenciar si las transiciones se realizan durante el periodo de crisis (del año 2007 en adelante).

Se ha considerado, además, una serie de variables relativas al hogar. Como se indicó en la sección II, consideramos que el ingreso anual equivalente del hogar se distribuye de forma uniforme entre los individuos de un mismo hogar, por lo que las carac-

terísticas relevantes son las referidas al hogar. Dado que estas características están referidas al momento de la entrevista, mientras la información del ingreso está referida al año anterior, es necesario seleccionar a los individuos que están en la encuesta tres años consecutivos, de modo que podemos ajustar las características demográficas con las del ingreso. Por ello, en las secciones anteriores trabajábamos con una muestra más amplia que en este caso, en el que nos quedamos con los individuos que en cada ola ofrecen datos para tres periodos consecutivos. Las ponderaciones empleadas nos permiten afirmar que las conclusiones son representativas de la población objeto de estudio y corrigen el sesgo por abandono de la muestra (12). Consideramos las siguientes variables relativas al hogar que agrupamos en tres tipos:

— Relativas a la persona de referencia del hogar (13): consideramos variables binarias para determinar si la persona de referencia es una mujer (*Mujer*), si es mayor de 65 años (*Mayor de 65*) o menor de 30 (*Menor de 30*), y si tiene estudios de secundaria de primera etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente) o inferiores (*Educación Primaria*) o si tiene educación superior (*Educación Superior*).

— Relacionadas con las características del hogar en su conjunto: tamaño del hogar (*Tamaño*), número de niños menores de 14 años (*N.º de niños*), si es un hogar con un solo adulto (*1 adulto*), porcentaje de miembros del hogar que son mayores de 65 años (*% mayores*), porcentaje de miembros activos del hogar que tienen contrato permanente (*% permanente*), que están desempleados (*% desempleados*) o que son autónomos (*% autónomos*), y variables dicotómicas que indican la comunidad autónoma (la Comunidad de Madrid se toma como referencia).

— Cambios producidos en estas características del hogar en su conjunto en el periodo analizado.

1. Resultados del modelo

Los resultados de la estimación del efecto de la crisis, recogidos en el cuadro n.º 10, muestran que el modelo es explicativo en su conjunto (ver valor de la χ^2), y por tanto explica más que un modelo vacío o sin predictores. La categoría tomada como referencia es la de permanecer en la misma decila.

El análisis del efecto de la variable *Crisis* nos permite concluir que la crisis ha favorecido las transiciones hacia abajo y limitado las transiciones hacia

CUADRO N.º 10

REGRESIÓN MULTINOMIAL PARA LAS TRANSICIONES DE DECILAS

Transición	Ingresos totales		Ingresos bajos		Ingresos medios		Ingresos altos	
	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba
Crisis	1.073* [0,042]	0,797*** [0,031]	1.003 [0,077]	0,872** [0,061]	1.122* [0,068]	0,796*** [0,049]	1.011 [0,072]	0,717*** [0,055]
Características de la persona de referencia								
Mujer	1.057 [0,041]	1.101*** [0,040]	1.039 [0,076]	1.030 [0,067]	1.153** [0,070]	1.241*** [0,072]	0,953 [0,071]	0,962 [0,069]
Menor de 30	1.264* [0,160]	1.558*** [0,172]	1.394 [0,371]	1.998*** [0,491]	0,981 [0,186]	1.199 [0,223]	1.575* [0,366]	1.609** [0,313]
Mayor de 65	1.061 [0,090]	0,936 [0,079]	1.392** [0,212]	1.039 [0,156]	0,898 [0,113]	1.072 [0,129]	0,858 [0,154]	0,484*** [0,092]
Educación Primaria	0,997 [0,050]	0,934 [0,044]	0,951 [0,094]	0,996 [0,092]	1.014 [0,080]	0,748*** [0,056]	1.117 [0,102]	1.144 [0,101]
Educación Superior	0,711*** [0,041]	0,687*** [0,037]	1.052 [0,151]	1.116 [0,144]	0,952 [0,092]	0,890 [0,081]	0,600*** [0,053]	0,650*** [0,056]
Características del hogar								
Tamaño	0,995 [0,020]	1,071*** [0,020]	1,056 [0,042]	1,125*** [0,038]	0,952 [0,028]	1,045 [0,030]	0,973 [0,037]	1,011 [0,039]
N.º de niños	1,038 [0,030]	0,884*** [0,026]	0,751*** [0,040]	0,660*** [0,036]	1,176*** [0,055]	0,936 [0,043]	1,286*** [0,067]	1,014 [0,057]
Un adulto	0,929 [0,086]	1,130 [0,096]	1,202 [0,189]	0,952 [0,132]	0,832 [0,131]	1,072 [0,156]	1,155 [0,219]	1,742*** [0,293]
% mayores	0,532*** [0,073]	0,543*** [0,073]	0,310*** [0,074]	0,492*** [0,109]	0,805 [0,167]	0,453*** [0,093]	0,848 [0,261]	1,483 [0,479]
% permanentes	0,231*** [0,026]	0,234*** [0,026]	0,398*** [0,102]	0,564** [0,144]	0,346*** [0,064]	0,411*** [0,072]	0,189*** [0,039]	0,197*** [0,039]
% desempleados	1,353 [0,329]	1,217 [0,288]	2,174** [0,852]	1,763 [0,621]	1,186 [0,463]	0,623 [0,243]	0,527 [0,304]	2,157 [1,291]
% autónomos	2,220*** [0,248]	1,860*** [0,202]	4,279*** [0,861]	2,753*** [0,544]	1,798*** [0,312]	1,541*** [0,256]	1,508** [0,316]	1,685** [0,354]
Galicia	1,334*** [0,121]	1,108 [0,093]	1,240 [0,237]	1,063 [0,197]	1,021 [0,150]	0,916 [0,121]	1,999*** [0,320]	1,475** [0,231]
Asturias	1,137 [0,113]	0,928 [0,088]	0,805 [0,181]	0,911 [0,180]	0,995 [0,152]	0,725** [0,106]	1,336* [0,227]	1,081 [0,201]
Cantabria	1,085 [0,137]	1,111 [0,133]	1,085 [0,288]	1,086 [0,270]	0,994 [0,187]	0,930 [0,175]	0,857 [0,198]	1,217 [0,290]
País Vasco	1,051 [0,109]	0,866 [0,082]	1,343 [0,337]	1,252 [0,295]	0,894 [0,149]	0,784 [0,124]	1,003 [0,160]	0,800 [0,119]
Navarra	1,147 [0,122]	0,919 [0,097]	2,023** [0,562]	2,143*** [0,551]	0,932 [0,180]	0,930 [0,158]	1,176 [0,180]	0,781 [0,120]
La Rioja	0,940 [0,112]	0,985 [0,105]	0,768 [0,193]	1,069 [0,235]	1,138 [0,207]	0,910 [0,158]	0,752 [0,159]	0,988 [0,188]
Aragón	1,101 [0,117]	0,982 [0,097]	1,455* [0,323]	1,251 [0,271]	1,001 [0,167]	1,086 [0,165]	1,026 [0,195]	0,700** [0,121]
Castilla y León	0,984 [0,093]	0,873 [0,075]	0,996 [0,193]	1,066 [0,196]	0,924 [0,138]	0,775* [0,105]	0,937 [0,165]	0,695** [0,116]
Castilla-La Mancha	1,205* [0,124]	0,925 [0,088]	0,955 [0,192]	0,949 [0,182]	1,254 [0,207]	0,795 [0,123]	1,308 [0,270]	0,862 [0,182]
Extremadura	0,947 [0,098]	0,883 [0,084]	0,931 [0,179]	0,709* [0,135]	1,138 [0,208]	1,067 [0,181]	0,772 [0,181]	1,093 [0,195]
Cataluña	1,147 [0,098]	0,956 [0,076]	1,174 [0,233]	1,012 [0,194]	1,103 [0,157]	1,001 [0,131]	1,084 [0,147]	0,859 [0,107]
C. Valenciana	1,433*** [0,130]	1,155* [0,098]	1,546** [0,303]	1,462** [0,280]	1,217 [0,179]	0,952 [0,129]	1,492*** [0,226]	1,035 [0,151]
Baleares	1,111 [0,141]	1,073 [0,122]	1,818** [0,465]	1,473 [0,351]	0,963 [0,201]	1,048 [0,190]	0,964 [0,192]	0,961 [0,183]
Andalucía	1,299*** [0,111]	1,071 [0,086]	1,196 [0,211]	1,129 [0,201]	1,350** [0,190]	1,029 [0,135]	1,338** [0,196]	0,872 [0,128]

CUADRO N.º 10 (continuación)

REGRESIÓN MULTINOMIAL PARA LAS TRANSICIONES DE DECILAS

Transición	Ingresos totales		Ingresos bajos		Ingresos medios		Ingresos altos	
	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba	Hacia abajo	Hacia arriba
Murcia.....	1,310** [0,152]	0,832* [0,087]	0,977 [0,205]	0,822 [0,174]	1,383* [0,241]	0,896 [0,141]	1,418 [0,323]	0,577** [0,127]
Ceuta	0,884 [0,158]	0,547*** [0,097]	0,409*** [0,129]	0,355*** [0,109]	1,053 [0,301]	0,562* [0,170]	1,776* [0,567]	0,987 [0,330]
Melilla	1,204 [0,204]	1,051 [0,166]	1,614 [0,574]	1,076 [0,386]	0,924 [0,269]	1,435 [0,382]	1,353 [0,351]	0,765 [0,210]
Canarias	1,295** [0,146]	1,045 [0,111]	1,045 [0,247]	0,781 [0,170]	1,417* [0,257]	1,213 [0,208]	1,413* [0,268]	1,106 [0,205]
Cambios interanuales								
Tamaño.....	0,959 [0,048]	0,992 [0,046]	0,919 [0,095]	1,007 [0,087]	0,950 [0,071]	0,873* [0,061]	1,012 [0,087]	1,127 [0,105]
N.º de niños.....	1,177** [0,089]	0,958 [0,066]	1,274* [0,186]	0,744** [0,097]	0,986 [0,113]	1,211* [0,135]	1,293* [0,193]	0,995 [0,129]
Un adulto	0,931 [0,186]	0,970 [0,160]	0,594 [0,237]	0,716 [0,213]	0,878 [0,227]	0,857 [0,258]	0,978 [0,387]	1,113 [0,334]
% mayores	1,369*** [0,164]	1,129 [0,134]	1,333 [0,266]	1,214 [0,238]	1,181 [0,222]	1,062 [0,195]	1,482 [0,393]	1,122 [0,305]
% permanentes	1,797*** [0,196]	1,468*** [0,155]	2,052*** [0,518]	1,386 [0,332]	1,356* [0,232]	1,174 [0,192]	1,834*** [0,357]	1,069 [0,216]
% desempleados	1,377 [0,291]	0,870 [0,165]	1,433 [0,450]	1,008 [0,271]	1,029 [0,348]	0,944 [0,301]	6,042*** [3,100]	0,769 [0,369]
% autónomos.....	0,702*** [0,068]	0,912 [0,086]	0,574*** [0,101]	0,986 [0,167]	0,824 [0,122]	0,874 [0,125]	0,770 [0,143]	1,075 [0,210]
Constante.....	0,908 [0,105]	1,307** [0,145]	0,602** [0,149]	0,906 [0,196]	1,223 [0,223]	1,928*** [0,330]	1,036 [0,209]	1,232 [0,260]
Observaciones	38.731	38.731	11.633	11.633	16.105	16.105	10.993	10.993
χ^2	822,3	822,3	460,4	460,4	336,9	336,9	505,4	505,4

Notas:

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

(a) La variable transición tiene tres categorías: hacia abajo, hacia arriba, permanece (categoría base).

(b) Se muestra la razón de riesgos relativos (*relative risk ratio*).

(c) Errores estándar robustos entre corchetes.

arriba de la distribución. A su vez se observa un efecto diferenciado sobre los individuos situados en distintas partes de la distribución, incluso cuando se controla por las características sociodemográficas. Así, esta ha afectado a todas las rentas limitando las posibilidades de prosperar y, además, a los individuos de ingresos medios los ha hecho más propensos a las disminuciones de ingreso.

En relación a las características de la persona de referencia, los hogares cuya persona de referencia es una mujer tienen más probabilidad de experimentar una transición hacia decilas superiores. Los resultados de la literatura relacionados con el efecto del género de la persona de referencia sobre la movilidad no son concluyentes. Si el efecto del género lo analizamos separadamente para las distintas partes de la distribución, este solo es significativo para los individuos de ingresos medios introduciendo más inestabilidad.

Respecto a la edad, podemos decir que de forma general los jóvenes tienen más riesgo de experimentar transiciones en ambos sentidos que los de mediana edad, mientras que ser mayor de 65 años no parece influir en la movilidad. Estos resultados son consistentes con las conclusiones de la literatura, que corroboran mayor movilidad de los individuos que viven en hogares con persona de referencia joven, argumentando una mayor inestabilidad laboral (Ayala y Sastre, 2008). Una posible explicación de este resultado es que las primeras etapas de participación en el mercado de trabajo son más inestables. El análisis por grupos de ingresos muestra que la inestabilidad de los jóvenes proviene de los ingresos altos y en menor medida de los bajos. El efecto de los mayores no es nulo cuando desagregamos por niveles de ingresos. Se observa una mayor probabilidad de transición hacia decilas inferiores para los de ingresos bajos y una menor probabilidad de transición hacia arriba para los de ingresos altos.

La educación de la persona de referencia tiene influencia sobre el sentido de las transiciones, haciendo que los individuos con mayores niveles educativos presenten menos inestabilidad, como cabe esperar. Los resultados de la literatura en este sentido demuestran que aquellos con mayores niveles educativos tienen mayor capacidad de adaptación a los cambios en el mercado laboral y para aprovechar las oportunidades (Schultz, 1975). En nuestro modelo esta conclusión proviene de los ingresos altos, donde suelen estar los individuos de mayor nivel educativo, lo que viene a reforzar la idea de aprovechamiento de oportunidades.

Respecto a las características del hogar en conjunto, parece existir una relación positiva entre el tamaño del mismo y las probabilidades de transición hacia arriba. Sin embargo, el tamaño no tendría influencia en las transiciones hacia decilas inferiores. Ayala y Sastre (2005) encuentran una relación positiva entre la inestabilidad y el tamaño del hogar y argumentan que puede deberse a la mayor posibilidad de cambios en su composición a lo largo del tiempo. En nuestro modelo, observamos que la mayor inestabilidad está más relacionada con transiciones hacia arriba que hacia abajo de la distribución, ligado, quizá, a una mayor capacidad de generar ingresos. La desagregación del efecto del tamaño del hogar para los distintos grupos de ingreso nos permite concluir que los resultados solo se mantienen para los ingresos bajos.

El número de hijos menores de 14 años en el hogar parece reducir las posibilidades de incrementos en los ingresos. Cuando se analiza el efecto sobre los distintos grupos de ingresos podemos decir que un mayor número de hijos limita la posibilidad de escapar de la parte baja de la distribución, y propicia movimientos hacia decilas inferiores en el caso de ingresos medios y altos.

El hecho de que el hogar esté compuesto solo por un adulto no afecta a las probabilidades de transición, quizá porque gran parte de estos hogares están compuestos por individuos cuyas características (por ejemplo, ser mayores de 65 años) ya están recogidas por otras variables.

La proporción de mayores en el hogar es una característica que confiere estabilidad a los ingresos. Este resultado ha sido observado en la literatura y se debe a que los mayores son, en su gran mayoría, perceptores de rentas cuasi fijas en términos reales, y se ven afectados en menor medida por los cambios económicos. El efecto de esta variable es el mismo

para el grupo de ingresos bajos y no tiene efectos para el grupo de ingresos altos.

Respecto a las variables relativas al mercado laboral se obtienen resultados en consonancia con los obtenidos en la literatura. El mayor porcentaje de individuos activos del hogar con contratos fijos hace que los ingresos sean más estables. El autoempleo es una característica que imprime mayor inestabilidad a los ingresos. Ambos resultados se mantienen a lo largo de la distribución del ingreso. Por último, un mayor porcentaje de desempleados en el hogar solo afecta a las posibilidades de transición hacia abajo para los ingresos bajos, lo que parece indicar una concentración del desempleo en la parte baja de la distribución.

Respecto a la localización geográfica cabe destacar el mayor riesgo de transiciones hacia decilas inferiores en las comunidades de Galicia, Castilla-La Mancha, Comunidad Valenciana, Andalucía, Murcia y Canarias. En la descomposición de este efecto por tramos de ingresos, en Andalucía este efecto aparece para los individuos con ingresos medios y altos, y la Comunidad Valenciana para los individuos con ingresos altos y bajos. Galicia muestra inestabilidad en los ingresos altos y Navarra en los de ingresos bajos.

En relación a las variables que indican cambios en las características del hogar, podemos indicar que el cambio en el tamaño del hogar no tiene efecto sobre las transiciones. El aumento en el número de hijos aumenta las posibilidades de experimentar pérdidas de ingreso. Pero este efecto no es homogéneo en todos los tramos de la distribución. Mientras los individuos de ingresos bajos son los que menos movilidad experimentan, los de ingresos altos aumentan la probabilidad de moverse a decilas inferiores. Menos común es el efecto sobre los ingresos medios cuya probabilidad de transición hacia decilas superiores aumenta. El aumento en el número de adultos por hogar no presenta efectos significativos. Por otro lado, el cambio en la proporción de mayores en el hogar tiene una asociación positiva con las transiciones de ingreso hacia decilas inferiores.

Respecto a los cambios en variables relacionadas con el estatus en el mercado de trabajo, las variaciones en la proporción de empleados permanentes están asociadas a una mayor volatilidad de los ingresos, y este efecto se repite en los distintos tramos de la distribución. Un aumento en la proporción de desempleados aumenta las probabilidades de bajada de ingresos, solo para los ingresos altos. Por último, el aumento en la proporción de autónomos

está asociado a menores probabilidades de disminuciones en los ingresos. Este resultado puede verse como un indicador del autoempleo como vía de escape a los descensos en los ingresos, especialmente en la parte baja de la distribución.

Con el objetivo de analizar si existen efectos diferenciadores de la crisis para los distintos tipos de hogares hemos vuelto a estimar el modelo introduciendo las interacciones de las principales características del hogar y de la persona de referencia con la variable indicadora de periodo de crisis. Los resultados del modelo se recogen en el cuadro n.º 11.

Los resultados del cuadro n.º 11 muestran que la crisis no tiene efecto general en la inestabilidad de los ingresos, como se mostraba anteriormente. La inclusión de las interacciones nos revela que la crisis ha hecho más vulnerables a las transiciones hacia decilas inferiores a los hogares con persona de referencia con reducido nivel educativo y a los hogares con mayor número de miembros y a aquellos con mayor proporción de desempleados. El reducido nivel educativo y un mayor tamaño del hogar son características que restan posibilidades de adaptación a los cambios. El que en un hogar haya una gran proporción de desempleados los hace más vulnerables a los recortes de las medidas sociales. Y por último, aquellos hogares que tienen mayor proporción de miembros con contratos fijos, ven reducir la estabilidad de la que gozaban hasta antes de la crisis, con lo que el efecto mostrado en el cuadro n.º 11 se compensa con el que se estimó para el cuadro n.º 10.

Por otro lado, aquellos hogares con persona de referencia con mayor nivel educativo también han sufrido las consecuencias de la crisis, ya que se ha reducido la estabilidad de sus ingresos. Por último, los hogares que se han visto menos perjudicados por la crisis (siempre en términos relativos) han sido los hogares cuya persona de referencia es mayor de 65 y/o mayor porcentaje de autónomos. En la literatura también se ha evidenciado un menor impacto de la crisis para los mayores argumentando que su vinculación al mercado laboral es menor (Muriel y Sibiet, 2009).

En definitiva, contrasta el efecto de la crisis sobre dos grupos de hogares diferentes. Los hogares que tienen mayor proporción de desempleados, inicialmente gozaban de cierta estabilidad en los ingresos, aunque ingresos bajos, pero la llegada de la crisis ha aumentado sus probabilidades de reducir ingresos. Por otro lado, hogares que tradicionalmente tienen inestabilidad en sus ingresos, tales como los que tienen mayor porcentaje de autónomos, no ven

CUADRO N.º 11

REGRESIÓN MULTINOMIAL INCLUYENDO LAS INTERACCIONES CON LA VARIABLE CRISIS

<i>Ingresos totales</i>		
<i>Transición</i>	<i>Hacia abajo</i>	<i>Hacia arriba</i>
Crisis	0,723 [0,147]	0,683** [0,128]
Crisis_mujer	1,004 [0,083]	0,952 [0,078]
Crisis_menor de 30	0,886 [0,231]	0,737 [0,202]
Crisis_mayor de 65	0,728* [0,126]	1,039 [0,181]
Crisis_educación primaria	1,290** [0,144]	0,991 [0,106]
Crisis_educación superior	1,228 [0,154]	1,295** [0,158]
Crisis_tamaño	1,099** [0,049]	1,042 [0,044]
Crisis_n.º de niños	0,886 [0,057]	0,968 [0,061]
Crisis_un adulto	1,303 [0,259]	1,063 [0,211]
Crisis_% de mayores	1,228 [0,322]	1,004 [0,265]
Crisis_% de permanentes	1,617** [0,346]	0,897 [0,193]
Crisis_% de desempleo	2,511** [1,093]	1,674 [0,761]
Crisis_% de autónomos	0,618** [0,127]	1,018 [0,202]
Características de la persona de referencia	Sí	Sí
Características del hogar	Sí	Sí
Cambios interanuales	Sí	Sí
Observaciones	38.731	38.731
χ^2	880,8	880,8

Notas:

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

(a) Errores estándar robustos entre corchetes.

incrementar esta inestabilidad con la llegada de la crisis, e incluso reducen sus probabilidades de reducir ingresos, siempre y cuando controlemos por las demás variables relativas al mercado de trabajo.

Por tanto, podemos concluir que la crisis ha afectado a la dinámica de los ingresos de forma diferente según las características de los hogares y según el tramo de la distribución al que pertenece.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza el efecto de la crisis sobre la dinámica de los ingresos en España en el

periodo 2003-2009. Como primera aproximación al estudio del efecto de la crisis hemos analizado la evolución de los ingresos, su desigualdad y la pobreza en España. Se ha observado que la tendencia creciente de los ingresos se ha invertido en el periodo de crisis. La desigualdad y la pobreza también han experimentado un cambio en su tendencia, aumentando a partir de 2007. Adicionalmente, se observa que los individuos en la parte baja de la distribución son los que primero evidencian el efecto de la crisis.

El análisis de la movilidad de los ingresos se ha realizado a través de una gama de indicadores que nos permite confirmar y actualizar las conclusiones de trabajos anteriores sobre la movilidad de los ingresos en España. Como principales características de la dinámica de los ingresos en España observamos que hay un alto grado de movilidad (14), alrededor del 66 por 100 de los individuos cambian de decila de un año a otro, pero mayoritariamente son de corto recorrido, ya que solo un 17 por 100 de las transiciones interanuales son superiores a dos decilas. Además, hay más movilidad en la parte media y baja de la distribución que en la parte alta. En cuanto a la estructura de la movilidad, la variación longitudinal de los ingresos aparece mayoritariamente explicada por el componente asimilable a la movilidad de intercambio, según la metodología de Fields y Ok.

Nos hemos centrado en el estudio del sentido de las transiciones y sus principales determinantes, con especial atención al efecto de la crisis. Para ello, hemos estimado un modelo multinomial controlando por las principales características del hogar, desagregando por distintos niveles de ingreso. Encontramos que los hogares con persona de referencia joven o con mayor proporción de autónomos tienen más riesgo de inestabilidad en sus ingresos. En cambio, los hogares que tienen persona de referencia con estudios superiores, mayor proporción de miembros del hogar mayores de 65 y/o mayor proporción de contratos permanentes, tienen más probabilidad de tener estabilidad en sus ingresos.

Respecto al efecto de la crisis, esta no ha tenido el mismo efecto sobre los distintos tramos de la distribución. Ha limitado las posibilidades de prosperar de todos los tramos de la distribución y, además, a los individuos de ingresos medios los ha hecho más propensos a las disminuciones de ingresos. Respecto al tipo de hogar más afectado por la crisis podemos afirmar que aquellos cuya persona de referencia tiene un reducido nivel educativo, los hogares con mayor número de miembros, y aquellos con mayor

proporción de desempleados son los que han experimentado con mayor frecuencia reducciones en sus ingresos. Por todo ello, a pesar de que en un principio se pensara que esta crisis podía ser distinta de las demás arrastrando en mayor medida a la parte alta de la distribución, dada su vinculación con los mercados financieros, los datos muestran que esta no se diferencia de las anteriores crisis en el tipo de hogar afectado.

Este trabajo no es más que una primera aproximación al estudio del efecto de la crisis sobre la movilidad de los ingresos, ya que un análisis adecuado requeriría un estudio más detallado de algunas de las relaciones esbozadas, de las consecuencias de la misma en el largo plazo y un seguimiento de los individuos por un periodo de tiempo más largo.

NOTAS

(1) El ingreso anual del hogar se compone de los ingresos del trabajo por cuenta ajena, beneficios/pérdidas del trabajo por cuenta propia, prestaciones sociales, rentas procedentes de esquemas privados de pensiones no relacionados con el trabajo, rentas del capital y de la propiedad, transferencias entre otros hogares, ingresos percibidos por menores y el resultado de la declaración por el IRPF y por el Impuesto sobre el Patrimonio. No se incluyen las componentes no monetarias, salvo el coche de empresa.

(2) Esta escala asigna valor 1 al primer adulto del hogar, 0,5 a los adultos restantes y 0,3 a cada menor de 14 años.

(3) Los datos correspondientes a 2010 son los datos provisionales ofrecidos por el INE (Instituto Nacional de Estadística).

(4) El ingreso mediano sigue un comportamiento similar al del ingreso medio.

(5) Para ello, se ha utilizado el Kernel de Epanechnikov empleando la ventana óptima.

(6) El Índice de Gini se define como

$$G = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| n_i n_j.$$

Lo hacemos variar entre cero y 100. Toma el valor cero en el caso de equidistribución y 100 en el caso de máxima concentración.

(7) AYALA y SASTRE (2002) realizan una revisión de los principales enfoques e indicadores de movilidad que se emplean en este trabajo.

(8) Aunque la secuencia de variación coincide con la que se deduce del análisis de los ingresos medios, los porcentajes de variación no coinciden. Hay que recordar que en este apartado estamos trabajando con aquellos individuos que responden la encuesta al menos dos olas consecutivas y hemos realizado truncamiento en la distribución, por lo que es lógico que los resultados difieran.

(9) Las decilas se han calculado en el fichero transversal de ingresos correspondientes a 2005, y se han mantenido estos límites en todas las transiciones analizadas. Los datos de movilidad pertenecen al fichero longitudinal que contiene solo a los individuos que al menos participan en la encuesta en dos olas consecutivas, y, por tanto, no coinciden en su totalidad con los individuos del fichero transversal. Por ello, los grupos de ingreso no suponen cada uno un 33 por 100, ni siquiera en el año 2005.

(10) Sin embargo, BAVAUD (2008) demuestra que este índice no puede tomar valores superiores a 1, ya que descarta la posibilidad de que la traza tome valor 0.

(11) KHUL (2003) demuestra que el índice toma como máximo el valor $(n^2-1)/3n$.

(12) Eurostat ofrece las ponderaciones correspondientes para los individuos que permanecen tres olas consecutivas y tienen en cuenta la no-respuesta.

(13) Denominamos persona de referencia a la persona responsable de la vivienda, que es aquel miembro del hogar a cuyo nombre esté el título de propiedad (vivienda en propiedad) o el contrato de arrendamiento o subarrendamiento de la vivienda (vivienda en alquiler). En el caso de que la vivienda la disfrute el hogar por cesión gratuita, se considerará responsable de la vivienda al miembro del hogar a quien se le haya cedido. Si dos personas comparten la responsabilidad de la vivienda, la de mayor edad de ellas se considerará como primera responsable y la otra como segunda. Si más de dos personas comparten la responsabilidad de la vivienda, las dos de mayor edad se considerarán como responsables de la vivienda.

(14) Este hecho ha sido contrastado entre otros por AYALA y SASTRE (2008), DG REGIONAL POLICY (2010) y ARISTEI y PERUGINI (2012).

BIBLIOGRAFÍA

ARISTEI, D., y PERUGINI, C. (2012), «The Drivers of Income Mobility in Europe», ECINEQ, Working Paper n.º 2012-262.

AYALA, L., y SASTRE, M. (2002), «La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores», *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 162(3): 101-131.

— (2005), «La movilidad de ingresos en España», *Revista de Economía Aplicada*, 38(13): 123-158.

— (2008), «The structure of income mobility: empirical evidence from five UE countries», *Empirical Economics*, 35: 451-473.

BARTHOLOMEW, D. J. (1973), *Stochastic Models for Social Process* (2.ª ed.), John Wiley and Sons, Londres.

BAVAUD, F. (2008), «The endogenous analysis of flows, with applications to migrations, social mobility and opinion shifts», *Journal of Mathematical Sociology*, 32(4): 239-266.

CANTÓ, O. (2000), «Income mobility in Spain: How much is there?», *Review of Income and Wealth*, 46(1): 85-102.

COWELL, F.; LITCHFIELD, J.A., y MERCADER-PRATS, M. (1999), «Income Inequality Comparisons with Dirty Data: The UK and Spain during the 1980s», *DARP*, D. Paper n.º 45.

COWELL, F., y SCHLUTER, C. (1998), «Income Mobility: A Robust Approach», *DARP*, D. Paper n.º 37.

DG REGIONAL POLICY (2010), «Social Mobility and Intra-Regional Income Distribution across Eu Member States», *Series of Working Papers on Regional Research and Indicators*. Produced by the Directorate-General for Regional Policy, n.º 2008CE160AT054/2008CE16CAT017.

FIELDS, G.S., y OK, E.A. (1996), «The meaning and measurement of income mobility», *Journal of Economic Theory*, 71(2): 349-377.

— (1999), «Measuring movements of income», *Economica*, 66(264): 455-471.

GREENE, W. (2008), *Análisis Económico*, Prentice Hall.

HILBE, J.H. (2009), *Logistic Regressions Models*, Chapman and Hall/CRC.

KUHL, K. (2003), «Income mobility, unemployment and GDP», *IRISS, Working Paper Series* 2003-01.

MURIEL, A., y SIBIETA, L. (2009), «Living Standards During Previous Recessions», Briefing Note BN85. Institute for Fiscal Studies, Londres. Disponible en: <http://www.ifs.org.uk/bns/bn85.pdf>.

SCHULTZ, T.W. (1975), «The value of the ability to deal with disequilibria», *Journal of Economic Literature*, 13(3): 827-846.

SHORROCKS, A. F. (1978), «The Measurement of Mobility», *Econometrica*, 46(5): 1013-1024.

— (1993), «On the Hart measure of income mobility», en CASSON, M., y CREEDY, J. (eds.), *Industrial Concentration and Economic Inequality*, Edward Elgar, Cheltenham.

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL Y EMPAREJAMIENTO SELECTIVO EN ESPAÑA (*)

María CERVINI-PLÁ

Universitat de Girona y EQUALITAS

Xavier RAMOS

UAB, IZA y EQUALITAS

Resumen

Este trabajo analiza la influencia del emparejamiento selectivo sobre la movilidad intergeneracional económica en España. Las personas se emparejan con personas de características similares, lo que genera una menor movilidad. Nuestra estrategia empírica utiliza el estimador por Mínimos Cuadrados con Dos Muestras en Dos Etapas para estimar la elasticidad intergeneracional de rentas con ausencia de datos de dos generaciones que no residen en el mismo domicilio. La evidencia que encontramos sugiere que el emparejamiento selectivo desempeña un papel importante en el proceso de transmisión intergeneracional. En promedio cerca del 50 por 100 de la covarianza entre el ingreso de los padres y el de las familias de los hijos puede ser atribuida a la persona con la que el hijo o hija se ha emparejado.

Palabras clave: movilidad intergeneracional, emparejamiento selectivo, salarios, ingresos, estimador mínimos cuadrados con dos muestras en dos etapas, España.

Abstract

This paper examines the role of assortative mating in the intergenerational economic mobility in Spain. Sons and daughters usually marry individuals with similar characteristics, which may lower mobility. Our empirical strategy employs the Two-sample two-stage least squares estimator to estimate the intergenerational income elasticity in absence of data for two generations not residing in the same household. Our findings suggest that assortative mating plays an important role in the intergenerational transmission process. On average about 50 per 100 of the covariance between parents' income and child family's income can be accounted for by the person the child is married to.

Key words: intergenerational economic mobility, assortative mating, wages, income, two-sample two-stage least squares estimator, Spain.

JEL classification: D31, J31, J62.

I. INTRODUCCIÓN

LOS padres influyen, en mayor o menor medida, sobre el potencial económico de sus hijos de varias formas: proporcionándoles conexiones sociales, mediante la formación de creencias y habilidades que resultan de la transmisión cultural y la inversión familiar, con la transmisión genética de habilidades y mediante la formación de preferencias y aspiraciones (Roemer, 1998). Esta transmisión entre generaciones origina una relación sistemática entre el estatus socioeconómico de los hijos y los padres, que se manifiesta en correlaciones entre los empleos (Corak y Piraino, 2011), la renta (Corak, 2004) o la educación (Black *et al.*, 2005) de las dos generaciones.

La ética igualitaria de nuestras sociedades, sin embargo, aboga por una relación débil entre el estatus económico y social de los padres y sus hijos, que refleje que los logros de los hijos son el resultado de sus esfuerzos y decisiones, y no de la influencia de la familia en la que les ha tocado nacer (Roemer, 1998). Por ello, la persistencia intergeneracional de estatus socioeconómico es un rasgo de nuestras economías que se intenta corregir con instrumentos como la política educativa.

A pesar de esto, existen argumentos para defender un cierto grado de persistencia intergeneracional, o en otras palabras, para pensar que la movilidad perfecta no es la mejor de las situaciones. En efecto, cabe preguntarse si nos parece justo compensar o neutralizar todas las aportaciones de los padres a los hijos. John Roemer ha argumentado en varias ocasiones (1998 y 2012) que mientras cabría esperar un amplio consenso sobre la compensación de algunos factores —como las conexiones sociales—, la neutralización de las consecuencias de la transmisión de otros factores —como las preferencias, por ejemplo, por ciertas ocupaciones— genera más controversia. Swift (2005) plantea que nadie puede negar la libertad a un padre de estimular más a sus hijos. En este mismo sentido, Roemer (2012) defiende el derecho de los padres a transmitir a sus hijos preferencias legítimas. Negarles dicho derecho reduciría el rol de la familia a la formación eficiente de hijos y generaría desincentivos a los padres para invertir de forma eficiente en sus hijos. Inevitablemente, deslegitimar la transmisión de valores de padres a hijos iría en la dirección de criar a los niños de forma colectiva.

La transmisión genética de habilidades, tanto cognitivas como no cognitivas, es otro aspecto que

genera discrepancias en la literatura. Mientras Rawls (1971), así como la mayor parte de filósofos y economistas, consideran que las diferencias generadas por diferencias genéticas no son legítimas, pues responden a una lotería sobre la que el individuo no tiene control o influencia alguna, otros autores como Nozick (1974) argumentan que los individuos tienen el derecho (moral) de beneficiarse de su constitución genética, y por tanto cualquier diferencia que resulte de las diferencias genéticas es legítima.

La literatura empírica en economía ha analizado principalmente la movilidad intergeneracional de ingresos o salarios (1). Otras variables de interés como la educación, la ocupación o el estatus socioeconómico han sido tradicionalmente exploradas por los sociólogos y solo de forma más reciente por los economistas (2). La literatura empírica sobre la movilidad intergeneracional de salarios o ingresos se ha ocupado principalmente de estudiar la correlación entre padres e hijos varones. El análisis de la correlación entre padres e hijas mujeres es más complicado debido al problema de selección en el empleo de las mujeres, que sesga los resultados. Como solo observamos los salarios de las personas cuando estas están empleadas y la decisión de trabajar o no trabajar no es aleatoria, las hijas que están trabajando constituyen una muestra auto-seleccionada, y los estimadores obtenidos de dicha muestra estarán sesgados. Este problema no se da entre los hijos varones, pues la gran mayoría de los varones están empleados.

Esos hijos e hijas acostumbran a emparejarse, y la forma en que se produce este emparejamiento puede tener consecuencias para su propia posición socioeconómica. Si, como ocurre en nuestras sociedades, los individuos se emparejan con individuos de similares características —lo que se conoce como emparejamiento selectivo—, la persistencia intergeneracional de ingresos se verá incrementada, observándose asimismo una mayor correlación entre la posición de los hijos y la de sus padres políticos.

De acuerdo con Kalmijn (1994), el emparejamiento selectivo se produce o bien porque las personas prefieren casarse con alguien de estatus cultural similar (hipótesis cultural) o bien porque los individuos intentan casarse con individuos con el mayor estatus económico (hipótesis de competencia económica). Tal y como señalan Ermisch *et al.* (2006), el sistema educativo, además de incidir en la movilidad intergeneracional de educación y por ende de los salarios (3), puede afectar directamente el emparejamiento selectivo. Estructuras educativas que

separan a los alumnos en itinerarios distintos a una edad más temprana pueden inducir a un mayor emparejamiento selectivo. España, junto a los países escandinavos, es el país de la Unión Europea en el que la separación se produce a una edad más tardía: a los 16 años (4). Por tanto, esperaríamos niveles de emparejamiento selectivo más reducidos que en los países de su entorno.

En este trabajo estudiamos la movilidad intergeneracional de ingresos de los hijos, tanto para varones como para mujeres, solventando el problema de la selección de empleo. Con ello, ampliamos la única evidencia empírica existente para España, debida a Cervini (2011) y basada solamente en la relación de ingresos entre hijos varones y sus padres. Además, analizamos también cómo afecta el emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional en España.

Las estimaciones las haremos por separado para hijos e hijas por dos razones: en primer lugar, por los problemas de selección de empleo presentes en el caso de las mujeres y, en segundo lugar, porque la mayoría de la literatura se ha centrado en los hombres y estimar por separado nos permite comparar nuestros resultados con la literatura previa, así como identificar si existen patrones diferentes en la movilidad intergeneracional o en el emparejamiento selectivo para los hijos o las hijas.

Además de la selección de empleo, otro de los problemas principales que surge a la hora de estimar la movilidad intergeneracional se debe al hecho de que solo disponemos de información para padres e hijos simultáneamente, cuando viven juntos en al menos una ola, lo que genera un problema de selección, pues la probabilidad de observar hijos que viven con sus padres disminuye a medida que los hijos crecen. Este problema de selección es especialmente importante en España, donde solo tenemos paneles cortos, y, por lo tanto, no tenemos información sobre ingresos permanentes de padres e hijos simultáneamente. Nicoletti y Francesconi (2006) se refieren a este problema como sesgo de co-residencia. Cuando tenemos información sobre el padre, los hijos son demasiado pequeños como para observar su ingreso permanente, y cuando tenemos los hijos adultos, no se dispone de información sobre los ingresos de sus padres.

Con el fin de superar este problema de selección, estimamos la movilidad intergeneracional utilizando el estimador de Mínimos Cuadrados con Dos Muestras en Dos Etapas (MC2M2E) (5). Este método combina la información de dos muestras separadas:

por un lado, una muestra principal de adultos (que serían los hijos e hijas), que contiene información de los salarios e ingresos de estos adultos, pero que además proporciona información sobre las características relevantes de sus padres; y por el otro lado, una muestra complementaria de padres potenciales, que contiene información sobre sus salarios e ingresos y además las mismas características que en la muestra principal. Esta última muestra se utiliza para estimar el salario de los padres, no disponible en la muestra principal, que utilizaremos para estimar la elasticidad intergeneracional en una segunda etapa.

Nuestros principales resultados muestran una elasticidad ligeramente menor para las mujeres que para los hombres, lo cual concuerda con la literatura empírica que generalmente ha encontrado más movilidad en las mujeres. Sin embargo, la diferencia no es estadísticamente significativa. Asimismo encontramos que el emparejamiento selectivo es un elemento importante para entender la movilidad intergeneracional. Son tan elásticos los salarios del marido con respecto al salario del padre político como con respecto a su propio padre, lo cual indica que se han casado con mujeres de características similares. Por tanto, podemos concluir que el proceso de emparejamiento selectivo, más que contribuir a una mayor movilidad, mantiene las correlaciones y perpetúa la persistencia intergeneracional de rentas.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección II presenta una breve revisión de la literatura empírica. La sección III se ocupa del método de estimación. En la sección IV se describe la base de datos y se presentan algunos estadísticos descriptivos. En la sección V se presentan los resultados y, por último, en la sección VI se ofrecen algunas observaciones finales.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Los trabajos empíricos sobre movilidad intergeneracional han venido utilizando la elasticidad intergeneracional, o la correlación estadística, entre la renta, la educación o la ocupación de padres e hijos, como indicador de movilidad (6). Una alta elasticidad implica que las personas nacidas en familias desfavorecidas tienen menos posibilidades de ocupar posiciones socioeconómicas altas que los nacidos en familias privilegiadas, mientras que una elasticidad baja implica un mayor grado de movilidad.

La literatura sobre la movilidad intergeneracional de ingresos se ha concentrado principalmente en

Estados Unidos, Canadá y algunos países de Europa como el Reino Unido o Alemania. Sin embargo, hay menos estudios empíricos de movilidad intergeneracional en los países del sur de Europa, probablemente debido a la falta de paneles suficientemente largos.

La movilidad intergeneracional en España ha sido estudiada principalmente por sociólogos. Por ejemplo, Carabaña (1999) estudia la movilidad ocupacional utilizando un indicador sobre el prestigio de las ocupaciones. Desde el punto de vista económico, Sánchez-Hugalde (2004) analiza la transmisión intergeneracional de ingresos y la movilidad en educación utilizando la *Encuesta de Presupuestos Familiares* para los años 1980 y 1990. En su trabajo encuentra que la movilidad de ingresos se incrementa, pasando de una elasticidad de 0,64 en 1980 a una elasticidad de 0,44 en 1990, mientras que la interdependencia entre la educación de padres e hijos es baja. Sin embargo, este trabajo adolece del sesgo de co-residencia, pues solo estima la elasticidad para padres e hijos que viven juntos.

Más recientemente, Cervini (2011) proporciona nueva evidencia sobre la movilidad intergeneracional de salarios para España. Como no existen datos de panel que cubran un periodo suficientemente largo y que permitan tener información sobre los salarios de los padres y de los hijos simultáneamente, a menos que vivan juntos, utiliza el estimador MC2M2E para resolver el problema de selección.

Esta misma metodología ha sido aplicada recientemente para diferentes países de una forma relativamente similar, lo que nos ayuda a interpretar los resultados obtenidos para España en términos comparativos. El cuadro n.º 1 presenta los coeficientes estimados con MC2M2E para diferentes países, y muestra que la movilidad intergeneracional en España es similar a la de Francia, se sitúa por debajo de la encontrada en los países nórdicos y en el Reino Unido y es superior a la de Italia y Estados Unidos. Cabe destacar que los distintos estimadores presentados en el cuadro n.º 1 son muy comparables, pues analizan solamente a hombres (y no a mujeres) en edades similares, emplean definiciones de renta parecidas y, como muestra la última columna, utilizan instrumentos similares.

En relación al emparejamiento selectivo, hay una gran cantidad de evidencia que indica que la correlación entre las características de los esposos y las esposas es alta. Por ejemplo, el estudio pionero de Epstein y Guttman (1984) encontró correlaciones po-

CUADRO N.º 1

COMPARACIÓN DE ESTUDIOS EMPÍRICOS QUE UTILIZAN MC2M2E PARA ESTIMAR LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL

Estudio	País	Beta	Instrumentos utilizados
Bjorklund (1997)....	Suecia	0,28	Educación, ocupación
Bjorklund (1997)....	EE.UU.	0,52	Educación, ocupación
Nicoletti y Ermisch (2007)	Reino Unido	0,29	Prestigio ocupacional
Mocetti (2007).....	Italia	0,50	Educación, ocupación
Piraino (2007).....	Italia	0,51	Educación, estatus del trabajo
Lefranc y Trannoy (2005)	Francia	0,41	Educación, clase social
Dunn (2007).....	Brasil	0,69	Educación
Ferreira y Veloso (2006)	Brasil	0,58	Educación, ocupación
Cervini (2011).....	España	0,41	Educación, ocupación
Fortin y Lefebvre (1998)	Canadá	0,21	Ocupación

sitivas entre los cónyuges para edad, tamaño físico, resultados de las pruebas de inteligencia, religión, etnia, y ciertos valores y rasgos de personalidad. Los economistas se han centrado en analizar variables como el logro educativo y los ingresos. Por ejemplo, Kremer (1997) encuentra que la correlación entre cónyuges en años de escolaridad en Estados Unidos está un poco por encima de 0,6.

Los estudios que analizan la relación entre el emparejamiento selectivo y la movilidad intergeneracional encuentran que el emparejamiento selectivo es un elemento importante en el proceso de transmisión intergeneracional. Lam (1995), analizando el caso de Brasil, encuentra un efecto mayor de la escolarización del padre político que de la escolarización del propio padre en el salario de los trabajadores e interpreta este resultado como evidencia de un alto grado de emparejamiento selectivo.

Más recientemente, Chadwick y Solon (2002) encuentran que el emparejamiento selectivo juega un papel clave en la transmisión intergeneracional en Estados Unidos. En concreto, muestran que las rentas individuales de esposos y esposas están igualmente correlacionadas con respecto a sus propios padres que con respecto a los padres políticos.

Ermisch *et al.* (2006) integran el emparejamiento selectivo en un modelo sencillo de inversión en capital humano, del cual derivan una medida de la importancia del emparejamiento selectivo en la transmisión intergeneracional del estatus socioeco-

nómico. En el modelo, los padres eligen el capital humano de sus hijos de forma que maximice su propia utilidad, que depende de su consumo y de la suma de ingresos esperados de sus hijos y de sus cónyuges. Del modelo se deriva que la contribución del emparejamiento selectivo al proceso de movilidad intergeneracional se puede calcular mediante el cociente entre la elasticidad del ingreso de la pareja con respecto a la suma de las elasticidades de ingresos del hijo y la pareja con respecto al ingreso del padre. En su análisis empírico para Alemania y el Reino Unido, también encuentran que el emparejamiento selectivo es importante para explicar la persistencia intergeneracional de ingresos, ya que el cónyuge explica entre el 40 y el 50 por 100 de la covarianza entre los ingresos de los padres y los hijos. En este trabajo utilizamos esta propuesta para estimar la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional en España (ver sección V).

Por último, Raaum *et al.* (2007) presentan evidencia sobre la importancia del emparejamiento selectivo y de las decisiones de oferta de trabajo de las familias para la persistencia intergeneracional de salarios para mujeres en varios países.

III. MÉTODO DE ESTIMACIÓN

Para analizar el papel desempeñado por el emparejamiento selectivo en la movilidad intergeneracional utilizamos como indicador de movilidad intergeneracional la elasticidad intergeneracional de los salarios de los hijos (o ingresos) con respecto a los ingresos de la generación previa. Más precisamente, se considera la siguiente ecuación de movilidad intergeneracional:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta Y_{it-1} + \mu_{it} \quad [1]$$

donde Y_{it} son los salarios (o ingresos) permanentes de los hijos, Y_{it-1} son los salarios (o ingresos) permanentes de la generación previa, α_i es el término de intersección que representa el cambio promedio en ganancias del hijo, y μ_{it} es un error aleatorio. El coeficiente β es la elasticidad intergeneracional de los salarios (o ingresos) de los hijos con respecto a los salarios (o ingresos) de la generación previa, y es nuestro parámetro de interés.

En un extremo, si $\beta = 0$, los salarios de los hijos no están determinados por los de su generación anterior. En el otro extremo, un valor de $\beta = 1$ representa una situación de inmovilidad completa, es decir, los salarios de los hijos están totalmente deter-

minados por la generación anterior. Generalmente, el coeficiente β estará entre esos dos valores.

Si tuviéramos el salario (o ingreso) permanente para las sucesivas generaciones de la muestra, podríamos estimar directamente la ecuación [1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sin ningún problema. Desafortunadamente, no disponemos de esta información para padres e hijos en una misma base de datos, con lo que debemos encontrar una buena *proxy* del salario permanente. En un principio, la práctica habitual consistió en utilizar medidas de salarios o ingresos corrientes. Sin embargo, Solon (1992) y Zimmerman (1992) plantean que el uso de los ingresos corrientes como sustituto del ingreso permanente conduce a estimaciones de β por MCO sesgadas a la baja. Diferentes soluciones pueden aplicarse para reducir o eliminar este sesgo. Una forma de estimar el ingreso permanente sería calculando el salario promedio a lo largo del tiempo para cada individuo. Sin embargo, esta opción no es factible, pues España, como la mayoría de países, no cuenta con un panel lo suficientemente largo. Otra posibilidad reside en el uso de variables instrumentales para estimar β . Esta es la opción que seguimos en este trabajo para estimar los salarios de la generación previa. Por tanto, los salarios estimados pueden considerarse como un promedio y de esta forma un indicador de los salarios permanentes. Para el caso de los hijos lo hemos solucionado seleccionando edades adultas lo más cercanas posible a la edad en que los ingresos son similares a la renta permanente. En particular, Haider y Solon (2006) sugieren el uso de hijos en edades cercanas a los 40 años de edad.

Disponer solo de un panel corto conlleva también problemas de selección, pues únicamente observamos los salarios para parejas de padres e hijos cuando estos viven juntos en al menos una ola del panel —y no de hijos que no co-residen con sus padres durante el panel—. Este problema de selección podría llevar a una subestimación de los ingresos de los hijos, ya que si todavía viven en el hogar paterno seguramente se deba a que aún son estudiantes o a que no tienen ingresos suficientes para emanciparse y vivir de forma independiente. Considerando, pues, solo estas parejas de padres e hijos no tendremos una muestra aleatoria. En general, este problema de selección provoca una sobrestimación de la movilidad intergeneracional (o lo que es lo mismo, una subestimación de la elasticidad de los salarios entre padres e hijos).

En nuestro trabajo, dado que en España solo disponemos de paneles cortos, solucionamos este pro-

blema de selección realizando una estimación en dos etapas, y concretamente estimando β por MC2M2E. Este estimador es una variante, computacionalmente más fácil, del estimador de Variables Instrumentales en Dos Etapas (VIZE) descrito por Angrist y Krueger (1992), Arellano y Meghir (1992) y Ridder y Moffitt (2007) (7). Además, el estimador MC2M2E es asintóticamente más eficiente que el estimador VIZE (Inoue y Solon, 2010), con lo que el estimador MC2M2E es más fácil de computar y más eficiente que el estimador VIZE.

Como apuntamos en la Introducción, este método combina la información de dos muestras. Por un lado, una muestra principal que contiene información de los hijos e hijas en edad adulta, entre la que se encuentran los salarios, Y_{it} , así como información de los padres cuando los hijos tenían entre 12 y 14 años, Z , que en nuestro caso incluye la ocupación y la educación. Por el otro lado, una muestra complementaria de cuando los hijos tenían entre 12 y 14 años y que contiene información de salarios e ingresos de los padres, Y_{it-1} , además de las características que sobre estos contiene la muestra principal, Z , que se utilizarán como instrumentos para estimar sus salarios.

Nuestro vector Z de variables instrumentales contiene uno de los conjuntos de variables más amplio de los utilizados en los estudios previos que también combinan dos muestras para estimar la movilidad intergeneracional. Grawe (2004) y Fortin y Lefebvre (1998), por ejemplo, utilizan una sola variable (educación y ocupación, respectivamente), lo que, como los mismos autores admiten, puede afectar a la calidad de la imputación de ingresos de los padres. Björklund (1997) utiliza ambas variables, la educación y la ocupación del padre, a la vez, mientras que Lefranc y Trannoy (2005) utilizan la educación y la clase social y Nicoletti y Ermisch (2007) utilizan el prestigio ocupacional. Este último trabajo incluye también un indicador sobre las tareas de dirección.

En una primera etapa, se utiliza la muestra complementaria para estimar los salarios (o ingresos) de los padres o padres políticos utilizando como variables explicativas sus características, Z , es decir:

$$Y_{it-1} = Z_{it-1} \delta + v_{it} \quad [2]$$

En la segunda etapa, se estima la movilidad intergeneracional, es decir la ecuación [1] utilizando la muestra principal y sustituyendo los salarios de los padres Y_{it-1} por su predicción:

$$\hat{Y}_{it-1} = Z_{it-1} \hat{\delta}, \quad [3]$$

donde $\hat{\delta}$ representa los coeficientes estimados en la primera etapa y Z representa las variables observadas en la muestra principal. Por lo tanto, estimamos la ecuación [1] utilizando los salarios imputados de los padres.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta(Z_{it-1} \hat{\delta}) + \mu_{it} \quad [4]$$

El $\hat{\beta}$ por MC2M2E es la elasticidad intergeneracional. Los errores estándar están estimados correctamente (Murphy, 1985; Inoue y Solon, 2010). Con el objetivo de tener en cuenta los perfiles del ciclo de vida, la estimación de ambas ecuaciones incluye la edad del individuo y la edad del padre, como controles adicionales.

Las propiedades del estimador MC2M2E dependen de la calidad de los instrumentos utilizados. Nicoletti y Ermisch (2007) advierten de la importancia de elegir variables instrumentales que estén fuertemente correlacionadas con la variable a ser instrumentada, para obtener estimadores consistentes. Por tanto, tenemos que escoger los instrumentos que proporcionan un mayor ajuste en la regresión. Por otra parte, necesitamos que el término de error en la ecuación de movilidad intergeneracional sea independiente de las variables instrumentales, o que las variables instrumentales expliquen perfectamente los salarios del padre. Por tanto, los instrumentos elegidos deben tener la menor correlación posible con el error en la ecuación principal de movilidad intergeneracional y la máxima correlación con la variable a instrumentar, el salario de los padres. Si seleccionamos instrumentos con correlación mínima con el error, pero con baja correlación con los salarios de los padres (o viceversa, con máxima correlación con los salarios de los padres, pero alta correlación con el error) tendremos un sesgo. Como Nicoletti y Ermisch (2007) señalan, si las variables auxiliares son endógenas, la elasticidad intergeneracional puede estar subestimada o sobrestimada. Por lo general, dado que los instrumentos utilizados (educación y ocupación del padre) están relacionados positivamente con los salarios de los hijos, el sesgo será probablemente positivo. Este problema de endogeneidad potencial afecta a la mayoría de los trabajos empíricos sobre movilidad intergeneracional que utilizan estimadores por MC2M2E.

IV. BASE DE DATOS Y SELECCIÓN DE LA MUESTRA

Como hemos explicado anteriormente, para estudiar la movilidad intergeneracional y el papel que

juega el emparejamiento selectivo en ella, combinamos dos muestras independientes, una muestra principal y una muestra complementaria.

En nuestro caso, la muestra principal es la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) para el año 2005. En la ECV se entrevistó a una muestra anual de cerca de 14.000 hogares representativa de los hogares españoles, y además se mantiene a cada hogar de la muestra durante cuatro años. Las entrevistas personales se realizan a intervalos de aproximadamente un año con los miembros adultos de todos los hogares.

A pesar de tener la ECV para años más recientes, elegimos 2005 porque en ese año, además de la información común a todos los años, existe un módulo especial que proporciona información sobre un conjunto de características de sus padres cuando los individuos adultos de la muestra tenían entre 12 y 14 años de edad. También disponemos de información sobre las parejas y de las características de sus padres, lo que nos permitirá analizar el papel del emparejamiento selectivo.

Nuestra muestra complementaria es la *Encuesta de Presupuestos Familiares* del año 1980-1981 (EPF). Esta encuesta fue diseñada con el propósito de estimar el consumo y los pesos de los diferentes productos utilizados en el Índice de Precios al Consumo. Cuenta con información respecto a los ingresos, la ocupación y el nivel de educación del jefe del hogar. Es decir, en esta muestra tenemos información referente a los salarios de los padres y además disponemos del mismo conjunto de características de los padres que en nuestra muestra principal.

A pesar de que tenemos las mismas características en ambas muestras, ha sido necesario recodificar algunas variables para tener una clasificación homogénea en las dos bases de datos. El cuadro A1 del apéndice presenta las frecuencias de las diferentes características en la muestra principal y en la muestra complementaria.

La muestra principal está compuesta por individuos, jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar, nacidos entre 1955 y 1975, que trabajan por cuenta propia o por cuenta ajena, a tiempo completo y declaran salarios positivos. Si en el año 2005 estos adultos tenían entre 30 y 50 años de edad, tendrían 12 o 14 años entre 1969 y 1989. Esta es la razón por la que usamos la EPF de los años 1980-1981 como muestra complementaria para estimar los salarios de los padres.

CUADRO N.º 2

CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA DE LAS HIJAS

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Edad de la hija en 2005	39,55	5,66	30	49
Log del ingreso familiar de la hija en 2005.....	10,02	0,66	4,09	12,05
Edad del padre en 1981....	45,89	4,97	37	57
Log del salario del padre estimado	13,21	0,36	12,34	14,11
Log del ingreso del padre estimado	13,24	0,34	12,46	14,13
Tamaño de la muestra	3.995			

La regresión de ganancias del padre —ecuación [2]— se estima con una muestra de varones con edades comprendidas entre los 37 y los 57 años, edades correspondientes a los padres cuando los hijos tenían entre 12 y 14 años.

Como hemos mencionado anteriormente, un problema que puede sesgar los estudios de movilidad intergeneracional es el error en la medición de los ingresos permanentes. Teóricamente, nos gustaría considerar la elasticidad intergeneracional en el largo plazo de los ingresos permanentes entre padres e hijos, pero en la realidad solo observamos los salarios o ingresos en un único año o en unos pocos años. Por lo tanto, la pregunta que nos surge es: ¿cuál es la edad a la que los salarios corrientes son más parecidos a los salarios permanentes? Haider y Solon (2006) muestran que es razonable elegir hijos de alrededor de los 40 años, lo que nos lleva a padres de entre 31 y 55 años, cuando estos hijos tenían 12 a 14 años.

CUADRO N.º 3

CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA DE LOS HIJOS

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Edad del hijo en 2005	39,36	5,64	30	49
Log del ingreso familiar del hijo en 2005	10,06	0,63	0,87	12,29
Edad del padre en 1981....	45,84	5,08	37	57
Log del salario del padre estimado	13,20	0,36	12,34	14,11
Log del ingreso del padre estimado	13,24	0,33	12,46	14,13
Tamaño de la muestra	3.520			

Después de las exclusiones, tenemos una muestra de 3.520 pares de hijo/padre y 3.995 pares de hija/padre. Los cuadros n.ºs 2 y 3 muestran las principales características de nuestra muestra de hijas e hijos, respectivamente.

V. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de la ecuación [1] por el método de MC2M2E —es decir, de la ecuación [4]— con diferentes variables dependientes y para distintas submuestras. Como hemos indicado antes, la primera etapa de la estimación MC2M2E consiste en la estimación de los salarios o ingresos de los padres utilizando la muestra complementaria. Los resultados de esta regresión se muestran en el apéndice (cuadro A2). En la segunda etapa, se calculan los salarios (o ingresos) para cada padre de la muestra principal, utilizando los coeficientes estimados con la muestra complementaria pero las características de la muestra principal.

En el cuadro n.º 4 reproducimos el enfoque desarrollado por Chadwick y Solon (2002) y estimamos la elasticidad entre las hijas (utilizando diferentes variables dependientes) y los salarios de sus padres. En el cuadro n.º 5 presentamos los mismos resultados para los hijos.

En la primera fila del cuadro n.º 4 utilizamos como variable dependiente el logaritmo del ingreso familiar de la hija. En la primera columna mostramos que la elasticidad del ingreso familiar de la hija con respecto al salario imputado de su padre es de 0,38. Como ya mencionamos anteriormente, no utilizamos los salarios de las hijas directamente para evitar el problema de selección en el empleo (8). El aumento de la participación femenina en la fuerza de trabajo en España se inició a finales de los años setenta, pero esta participación sigue siendo actualmente inferior a la de los hombres. Las mujeres que trabajan a tiempo completo seguramente todavía pertenecen a determinados tipos de hogar más que a otros, por ejemplo, en hogares con un alto nivel de educación o en familias muy pobres.

Como muestra el cuadro n.º 5, esta elasticidad es ligeramente inferior para los hijos, aunque la diferencia entre hijos e hijas no es estadísticamente significativa (9).

Uno de los principales objetivos de nuestro trabajo es analizar el papel del emparejamiento selec-

CUADRO N.º 4

ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJAS CON RESPECTO AL SALARIO DE SUS PADRES

Variable dependiente	Muestra total de hijas	Hijas casadas cuyos maridos tienen salarios
Log del ingreso familiar	0,386 0,028	0,384 0,033
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,497 0,044
Log de los salarios del marido		0,395 0,039
Log del salario de la hija		0,430 0,052
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,010 0,002
Tamaño de la muestra	3.995	1.901

Nota: Debajo de los coeficientes estimados se muestra la desviación estándar.

CUADRO N.º 5

ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJOS CON RESPECTO AL SALARIO DE SUS PADRES

Variable dependiente	Muestra total de hijos	Hijos casados con salarios positivos
Log del ingreso familiar	0,404 0,027	0,388 0,032
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,565 0,042
Log de los salarios de la esposa ..		0,036 0,037
Log del salario del hijo		0,410 0,042
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,007 0,002
Tamaño de la muestra	3.520	1.937

Nota: Debajo de los coeficientes estimados se muestra la desviación estándar.

tivo en la movilidad intergeneracional. Por eso, en la segunda columna, estimamos la elasticidad para la submuestra de hijas casadas cuyos maridos tienen salarios positivos (10). La elasticidad estimada de 0,38 es muy similar a la obtenida para toda la muestra. Lo mismo sucede con los hijos: la elasticidad estimada de la muestra de hijos casados (0,39) es muy parecida a la elasticidad obtenida con toda la muestra (0,40). Las elasticidades son también muy similares por géneros.

En la segunda fila de los cuadros n.ºs 4 y 5 analizamos el papel de los salarios conjuntos de la pareja, para las hijas y los hijos casados. En concreto, estimamos la elasticidad entre el logaritmo de la suma de los salarios de la hija y de su marido en el cuadro número 4 (del hijo y su esposa en el cuadro n.º 5) y los salarios del padre. En estos casos, las elasticidades aumentan a 0,50 para las hijas casadas y a 0,57 para los hijos casados. Una elasticidad de 0,57 puede parecer un coeficiente relativamente alto en comparación con 0,50. Además, una mayor movilidad para las hijas también fue encontrado por Chadwick y Solon (2002) y por Ermisch *et al.* (2006). Sin embargo, un *t*-ratio de 1,12 de nuevo no nos permite rechazar la hipótesis nula de igualdad de coeficientes.

A diferencia de la evidencia encontrada para Estados Unidos (Chadwick y Solon, 2002) y Alemania (Ermisch *et al.*, 2006), la elasticidad estimada del ingreso familiar de la hija o el hijo, mostrada en la pri-

mera fila del cuadro n.º 4, es mayor que la elasticidad estimada de los salarios conjuntos de la pareja, mostrada en la segunda fila. La diferencia de estas dos elasticidades es de difícil interpretación. Aquí proponemos una forma sencilla de hacerlo. Descomponiendo el ingreso familiar entre los salarios conjuntos de la pareja y otros ingresos, podemos expresar la elasticidad del ingreso familiar con respecto al salario del padre como una suma ponderada de la elasticidad de los salarios conjuntos de la pareja y la elasticidad de los otros ingresos, donde las ponderaciones dependen de la participación relativa de los dos tipos de ingreso sobre el total del ingreso familiar. Dado que la elasticidad de los ingresos conjuntos de la pareja es mayor que la elasticidad del ingreso familiar, la elasticidad de los otros ingresos debe ser negativa, lo que no deja de sorprender.

Con el fin de profundizar en el papel del emparejamiento selectivo, en la tercera fila del cuadro número 4 se utiliza como variable dependiente el logaritmo de los ingresos del marido. Se obtiene una elasticidad de 0,39, un poco menor que la elasticidad de la pareja, pero la diferencia no es estadísticamente significativa.

Otra forma de examinar el papel del emparejamiento selectivo consiste en estimar la elasticidad de la participación del salario del marido en los salarios conjuntos con respecto al salario de los padres, β_3 . De acuerdo con Chadwick y Solon (2002), esta se

puede expresar como $\beta_s = (1 - s) (\beta^{pareja} - \beta^{hijo/a})$, donde s representa la participación del salario de la pareja en los salarios conjuntos. Valores próximos a cero de β_s implican elasticidades parecidas de los hijos y de las parejas con respecto al salario de los padres, lo que sugiere que el emparejamiento selectivo es importante. La quinta fila del cuadro n.º 4 muestra que la elasticidad estimada de la participación del salario del marido en los salarios conjuntos con respecto al salario de los padres es pequeña y, por tanto, las elasticidades de los salarios de la hija y los salarios de su marido con respecto a los salarios de sus padres son prácticamente iguales.

Como muestran los cuadros A3 y A4 del apéndice, análogas a los cuadros n.ºs 3 y 4, las elasticidades no varían mucho si utilizamos el ingreso, en vez de los salarios, del padre como variable dependiente.

Otra forma de estimar el papel del emparejamiento selectivo es utilizando el enfoque desarrollado por Ermisch *et al.* (2006), apuntado en la Introducción. La contribución del emparejamiento selectivo al proceso de movilidad intergeneracional se puede medir a través de θ :

$$\theta = \frac{\beta^{pareja}}{(\beta^{pareja} + \beta^{hijo/a})}, \quad [5]$$

donde β^{pareja} es la elasticidad de los salarios de la pareja con respecto a los salarios del padre político, que podemos obtener de la tercera fila de los cuadros n.ºs 4 y 5. Asimismo, el coeficiente $\beta^{hijo/a}$ representa la elasticidad de los salarios del hijo o la hija con respecto a los salarios de su propio padre, mostrados en la cuarta fila de los cuadros n.ºs 4 y 5 nuevamente (11). Es interesante observar que el coeficiente θ puede disminuir tanto porque los salarios de la pareja estén poco correlacionados con los salarios de su suegro, es decir, porque β^{pareja} sea pequeña, o porque la correlación entre los salarios de hijos y padres sea mayor.

CUADRO N.º 6

**CONTRIBUCIÓN DEL EMPAREJAMIENTO SELECTIVO
A LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL**

	Hijos	Hijas
$\beta^{hijo/a}$	0,410	0,430
$\beta^{hijo/a}$	0,360	0,395
θ	0,468	0,479

En el cuadro n.º 6 se presentan los coeficientes que necesitamos de los cuadros n.ºs 4 y 5 para poder calcular θ , junto con la estimación de la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional, θ .

Los valores estimados de θ sugieren que alrededor del 48 por 100 de la covarianza entre los ingresos de la propia familia de las hijas y los hijos, por un lado, y los ingresos de sus padres, por el otro, puede ser atribuida al proceso de emparejamiento selectivo. Es decir, la institución del matrimonio, lejos de aumentar la movilidad de ingresos, contribuye a perpetuar la posición económica de las familias a través de las generaciones. De alguna forma, las personas se emparejan con personas con capital humano similar, y esas parejas están tan correlacionadas con los ingresos del padre político como lo están los propios hijos.

Nuestros resultados para España son similares a los encontrados por Ermisch *et al.* (2006) para Alemania y el Reino Unido. Según sus resultados, la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional se sitúa entre el 40 y el 50 por 100. Las elasticidades que ellos encuentran, sin embargo, son menores. En definitiva, la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional es muy parecida en España, donde la movilidad intergeneracional es menor a la encontrada en Alemania y el Reino Unido, que muestran niveles de movilidad intergeneracional mayores.

VI. COMENTARIOS FINALES

Este trabajo contribuye a la literatura empírica que intenta estudiar la movilidad intergeneracional de ingresos para las mujeres. Asimismo contribuye a la literatura empírica que analiza el papel que juega el emparejamiento selectivo en la movilidad intergeneracional. Utilizando el estimador MC2M2E, encontramos elasticidades para hijas y padres un poco menores que las de los hijos varones y sus padres, aunque la diferencia no es estadísticamente significativa. En consonancia con la evidencia encontrada en estudios anteriores (Cervini, 2011), las elasticidades estimadas sugieren que España tiene niveles intermedios de movilidad intergeneracional, superiores a Suecia, Canadá o el Reino Unido, pero inferiores a Brasil, Estados Unidos o Italia.

También encontramos que los salarios de los maridos están tan correlacionados con los salarios del padre de su esposa como con los de la pareja en su

conjunto, lo cual nos está mostrando evidencia de emparejamiento selectivo. Más aún, este proceso de emparejamiento selectivo tiene un rol muy importante en el proceso de transmisión intergeneracional. En concreto, nuestros resultados sugieren que la institución del matrimonio no es un mecanismo que genera mayor movilidad económica entre generaciones, sino que perpetúa los ingresos de las familias. Entre las hijas casadas, los ingresos del cónyuge parecen ser tan elásticos como los ingresos propios con respecto a los ingresos de los padres. Asimismo, cerca del 48 por 100 de la covarianza entre los ingresos de la propia familia de las hijas y los hijos, por un lado, y los ingresos de sus padres, por el otro, puede ser atribuida al proceso de emparejamiento selectivo. Esta contribución del emparejamiento selectivo es muy similar a la encontrada en países con mayor movilidad intergeneracional, como Alemania y el Reino Unido.

NOTAS

(*) Los autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación, dentro del proyecto ECO2010-21668-C03-02, y de la Generalitat de Cataluña, dentro del proyecto SGR2009-307 (GREMIR) y de la red de investigación XREPP.

(1) Véase SOLON (1999), BJÖRKLUND (2000), BOWLES y GINTIS (2002), ERIKSON y GOLDTHORPE (2002) y BLACK y DEVEREUX (2011) para una revisión de la literatura.

(2) Véase, por ejemplo, SCHUETZ *et al.* (2008) para un análisis de la movilidad en educación entre padres e hijos, y CORAK y PIRAINO (2011) para un análisis de transmisión intergeneracional de empleadores.

(3) España es uno de los países europeos en donde la educación de los padres tiene una menor importancia a la hora de predecir la educación de los hijos, lo que parece indicar un efecto positivo de la separación tardía en la escuela sobre la movilidad intergeneracional (SCHUETZ *et al.*, 2008).

(4) En Alemania, por ejemplo, esta separación se produce a los 10 años, mientras que en Holanda o Bélgica se produce a los 12 años y en Italia a los 14 años.

(5) A partir del decisivo artículo de ANGRIST y KRUEGER (1992) sobre el estimador con variables instrumentales en dos etapas (TSIV), numerosos investigadores empíricos han aplicado la variante MC2M2E, que es computacionalmente más conveniente, para el estudio de la movilidad intergeneracional, como BJÖRKLUND y JÄNTTI (1997) para Suecia, FORTIN y LEFEBVRE (1998) para Canadá, GRAWE (2004) para Ecuador, Nepal, Pakistán y Perú, NICOLETTI y ERMISCH (2007) para Reino Unido y MOCETTI (2007) para Italia.

(6) La literatura intergeneracional acostumbra a utilizar un índice de independencia del origen para medir la movilidad. No obstante, existe un gran número de alternativas (véase FIELDS y OK, 1999).

(7) Para una descripción detallada de las propiedades de este estimador, véase ARELLANO y MEGHIR (1992), ANGRIST y KRUEGER (1992) y RIDDER y MOFFITT (2007).

(8) No obstante, en la cuarta fila mostramos la elasticidad estimada en base al salario de las hijas, que utilizaremos para estimar la contribución de cada miembro de la pareja a la movilidad intergeneracional, de acuerdo con la ecuación [5].

(9) La *t*-ratio para el contraste entre estos dos coeficientes es 0,46, por lo tanto, la diferencia de estos coeficientes no es estadísticamente significativa a niveles de significación convencionales.

(10) Consideramos como hijas casadas las que están legalmente casadas y las que viven en pareja. Siguiendo a CHADWICK y SOLON (2002), estimamos los mismos resultados para las hijas casadas, independientemente de si sus maridos tenían ingresos salariales o no, y los resultados son prácticamente idénticos a los presentados en la segunda columna, ya que la diferencia entre las dos muestras se limita a tres observaciones.

(11) Cabe recordar que la elasticidad estimada de las hijas puede estar sujeta a problemas de selección en el empleo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANGRIST, J. D., y KRUEGER, A. B. (1992), «The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples», *Journal of the American Statistical Association*, 87: 328-336.
- ARELLANO, M., y MEGHIR, C. (1992), «Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set», *The Review of Economic Studies*, 59: 537-559.
- BJÖRKLUND, A. (2000), «Intergenerational mobility of socioeconomic status in comparative perspective», *Nordic Journal of Political Economy*, 26(1): 3-32.
- BJÖRKLUND, A., y JÄNTTI, M. (1997), «Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United State», *American Economic Review*, 87: 1009-1018.
- BOWLES, S., y GINTIS, H. (2002), «The inheritance of inequality», *Journal of Economic Perspectives*, 16: 3-30.
- BLACK, S.E., y DEVEREUX, P.J. (2011), «Recent developments in intergenerational mobility», en O. ASCHENFELTER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4B, cap. 16, pp. 1487-1541.
- BLACK, S.E.; DEVEREUX, P.J., y SALVANCES, K.G. (2005), «Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital», *American Economic Review*, 95(1): 437-449.
- CARABAÑA, J. (1999), *Dos Estudios sobre Movilidad Intergeneracional*, Fundación Argentaria-Visor.
- CERVINI-PLÁ, M. (2011), «Intergenerational earnings and income mobility in Spain», MPRA Paper 34942, University Library of Munich, Germany.
- CHADWICK, L., y SOLON, G. (2002), «Intergenerational income mobility among daughters», *American Economic Review*, 92(1): 335-344.
- CORAK, M. (2004), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- CORAK, M., y PIRAINO, P. (2011), «The intergenerational transmission of employers», *Journal of Labor Economics*, 29(1): 37-68.
- DUNN, C.E. (2007), «The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2 (Contributions), artículo 2.
- EPSTEIN, E., y GUTTMAN, R. (1984), «Mate selection in man: Evidence, theory, and outcome», *Social Biology*, 31(3-4): 243-278.
- ERIKSON, R., y GOLDTHORPE, J.H. (2002), «Intergenerational inequality: a sociological perspective», *Journal of Economic Perspective*, 16: 31-44.
- ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M., y SIEDLER, T. (2006), «Intergenerational economic mobility and assortative mating», *Economic Journal*, 116: 659-679.
- FERREIRA, S.G., y VELOSO, F.A. (2006), «Intergenerational mobility of wages in Brazil», *Brazilian Review of Econometrics*, 6(2).
- FIELDS, G., y OK, E.A. (1999), «The measurement of income mobility: an introduction to the literature», en J. SILBER (ed.), *Handbook on*

Inequality Measurement, Kluwer Academia Publisher, cap. 19, pp. 557-598.

FORTIN, N., y LEFEBVRE, S. (1998), «Intergenerational income mobility in Canada», en M. CORAK (ed.), *Labour Market, Social Institution and the Future of Canada's Children*.

GRAWE, N. (2004), «Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earnings sons in intergenerational perspective», en M. CORAK (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.

HAIDER, S., y SOLON, G. (2006), «Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings», *American Economic Review*, 96(4): 1308-1320.

INOUE, A., y SOLON, G. (2010), «Two-sample instrumental variables estimators», *The Review of Economics and Statistics*, 92(3): 557-561.

KALMIJN, M. (1994), «Assortative mating by cultural and economic occupation status», *American Journal of Sociology*, 100(2): 422-452.

KREMER, M. (1997), «How much does sorting increase inequality?», *Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 115-139.

LAM, D. (1995), «Marriage markets and assortative mating with household public goods: Theoretical results and empirical implications», *The Journal of Human Resources*, 23(4): 462-487.

LEFRANC, A., y TRANNOY, A. (2005), «Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the U.S.?», *Annales d'Economie et de Statistique*, (78) 03.

MOCETTI, S. (2007), «Intergenerational earnings mobility in Italy», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2, artículo 5.

NICOLETTI, C., y ERMISCH, J. (2007), «Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain», *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 7: Iss. 2, artículo 9.

NICOLETTI, C., y FRANCESCONI, M. (2006), «Intergenerational mobility and sample selection in short panels», *Journal of Applied Econometrics*, 21(8): 1265-1293.

NOZICK, R. (1974), *Anarchy, State and Utopia*, Basic Books, Nueva York.

PIRAINO, P. (2007), «Comparable estimates of intergenerational income mobility in Italy», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2, artículo 1.

RAAUM, O.; BRATSBERG, B.; RED, K.; STERBACKA, E.; ERIKSSON, T.; JÄNTTI, M., y NAYLOR, R. (2007), «Marital sorting, household labor supply, and intergenerational earnings mobility across countries», *Advances in Economic Analysis & Policy*, 7(2): 1682-1767.

RAWLS, J. (1971), *A Theory of Justice*, Harvard University Press, Cambridge.

RIDDER, G., y MOFFIT, R. (2007), «The econometrics of data combination», en J.J. HECKMAN y E.E. LEARNER (eds.), *Handbook of Econometrics*, Elsevier, Amsterdam, vol. 6B, cap. 75, pp. 5469-5547.

ROEMER, J.E. (1998), *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge.

— (2012), «What is the justification of studying intergenerational mobility of socioeconomic status?», en J. ERMISCH, M. JÄNTTI y T. SMEEDING (eds.), *From Parents to Children. The Intergenerational Transmission of Advantage*, Russell Sage Foundation, Nueva York, cap. 20, pp. 482-487.

SÁNCHEZ-HUGALDE, A. (2004), «Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)», Discussion Paper, Universidad de Barcelona.

SOLON, G. (1992), «Intergenerational income mobility in the United States», *American Economic Review*, 82(3): 393-408.

— (1999), «Intergenerational mobility in the labour market», en O. ASHENFELDER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Amsterdam, vol. 3, cap. 29, pp. 1761-1800.

SCHUETZ, G.; URSPRUNG, H.W., y WOESSMANN, L. (2008), «Education policy and equality of opportunity», *Kyklos*, 61: 279-308.

SWIFT, A. (2005), «Justice, luck, and the family: The intergenerational transmission of economic advantage from a normative perspective», en S. BOWLES, H. GINTIS y M. OSBORNE GROVES (eds.), *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Russell Sage Foundation, Nueva York, pp. 256-276.

ZIMMERMAN, D. (1992), «Regression toward mediocrity in economic stature», *American Economic Review*, 82: 409-429.

APÉNDICE

CUADRO A1

FRECUENCIAS DE LAS DIFERENTES CARACTERÍSTICAS EN LA MUESTRA PRINCIPAL
Y EN LA MUESTRA COMPLEMENTARIA

	<i>Muestra complementaria</i>	<i>Muestra principal</i>
Observaciones	5.929	7.515
Educación		
Primaria incompleta	22,82	20,09
Educación primaria	52,90	57,65
ESO	7,46	6,08
Bachillerato	5,28	5,84
Formación profesional	2,07	0,49
Universidad	9,47	9,85
Ocupación		
Profesionales alto nivel	9,25	8,04
Directores y gerentes	4,28	3,70
Profesionales bajo nivel	3,43	5,58
Empleos no manuales alto nivel	9,04	6,18
Empleos no manuales bajo nivel	9,85	7,25
Trabajadores agricultores cualificados	12,74	12,85
Trabajadores manuales cualificados	18,88	24,99
Técnicos bajo nivel	12,81	11,82
Trabajadores no cualificados	19,71	19,60

CUADRO A2

ESTIMACIÓN DE LOS SALARIOS PARA LOS PADRES UTILIZANDO LA MUESTRA
COMPLEMENTARIA

<i>Variables explicativas</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Edad	0,0570	0,0210
Edad al cuadrado	-0,0010	0,0002
Educación*		
Educación primaria	0,1870	0,0148
ESO	0,3920	0,0270
Bachillerato	0,5250	0,0320
Formación profesional	0,5580	0,0480
Universidad	0,8460	0,0280
Ocupación**		
Directores y gerentes	-0,4380	0,0400
Profesionales bajo nivel	-0,0750	0,0980
Empleos no manuales alto nivel	-0,0910	0,0279
Empleos no manuales bajo nivel	-0,3158	0,0320
Trabajadores agricultores cualificados	-0,8160	0,0310
Trabajadores manuales cualificados	-0,1390	0,0300
Técnicos bajo nivel	-0,2010	0,0290
Trabajadores no cualificados	-0,3170	0,0290
Constante	11,9960	0,4920
Tamaño de la muestra	5.929	
R2	0,4020	

Notas:

(*) En educación la categoría de referencia es Educación inferior a Primaria.

(**) En ocupación la categoría de referencia son los Profesiones de alto nivel.

APÉNDICE (continuación)

CUADRO A3

ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJAS CON RESPECTO AL INGRESO DE SUS PADRES

<i>Variable dependiente</i>	<i>Muestra total de hijas</i>	<i>Hijas casadas cuyos maridos tienen salarios</i>
Log del ingreso familiar	0,435 0,003	0,442 0,037
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,565 0,049
Log de los salarios del marido		0,445 0,043
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,011 0,002
Tamaño de la muestra	3.995	1.901

Nota: Debajo de los coeficientes estimados aparece la desviación estándar.

CUADRO A4

ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJOS CON RESPECTO AL INGRESO DE SUS PADRES

<i>Variable dependiente</i>	<i>Muestra total de hijas</i>	<i>Hijas casadas cuyos maridos tienen salarios</i>
Log del ingreso familiar	0,461 0,030	0,467 0,036
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,656 0,047
Log de los salarios del marido		0,553 0,041
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,008 0,002
Tamaño de la muestra	3.520	1.937

Nota: Debajo de los coeficientes estimados aparece la desviación estándar.

COLABORACIONES

V.
OPINIÓN DESDE LAS INSTITUCIONES

Resumen

A pesar de varias décadas de desarrollo, los constantes esfuerzos para reducir radicalmente la pobreza mundial apenas han conseguido pequeños avances. La crisis económica ha pasado su factura a los más desfavorecidos y los abultados déficits fiscales de los países desarrollados ponen en peligro la sostenibilidad de un sistema de bienestar social que haga frente a los crecientes problemas a los que se enfrentan cada vez mayor número de personas en estos países. Su viabilidad debe garantizarse a través de medidas de política económica que ahonden en una mayor eficacia y eficiencia. Por otra parte, conseguir un crecimiento económico sostenible y generador de empleo es una de las bases para lograr reconducir la economía de estos países. Igualmente y de modo complementario, es necesario que toda la sociedad pueda disfrutar las mieles de dicha recuperación.

Palabras clave: tasa de pobreza, brecha salarial, contrato de reactivación del empleo, Fondo de Estabilidad Presupuestaria Anticíclico.

Abstract

Despite several decades of development, continued efforts to slash global poverty have barely achieved modest progress. The economic crisis has passed the bill to the more vulnerable and the large fiscal deficits in developed countries threaten the sustainability of the social welfare system, which is also unable to face the growing problems that affects every day to a greater number of people in these countries. Viability must be guaranteed through economic policy measures that ensures greater effectiveness and efficiency. Moreover, achieving sustainable economic growth as well as job creation are the main bases for achieving economic recovery in these countries. In the same way and in complementarily, it is necessary that the whole society can enjoy the sweetness of such recovery.

Key words: poverty rate, wage gap, contract of reactivation of the employment, Countercyclical Fiscal Stability Fund.

JEL classification: I32, I38.

PROPUESTAS PARA EL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y LA VIABILIDAD DEL ESTADO DEL BIENESTAR

José Antonio MARTÍNEZ ÁLVAREZ

Ana Belén MIQUEL BURGOS

Instituto de Estudios Fiscales (IEF)

«Así [...] con objeto de tratar igualmente a todas las personas y de proporcionar una auténtica igualdad de oportunidades, la sociedad tendrá que dar mayor atención a quienes han nacido en las posiciones sociales menos favorables. La idea es: Compensar las desventajas contingentes en dirección hacia la igualdad.»

Teoría de la justicia, JOHN RAWLS.

I. INTRODUCCIÓN

AFIRMAR que la economía es cíclica significa dar por hecho que las caídas de dicho movimiento recurrente son inevitables. La crisis que estallaba en el mercado financiero estadounidense en 2007, pronto se trasladaría al resto del mundo y a la economía real, reconociéndola ya como una crisis económica desde 2008. Las medidas aplicadas para tratar de frenarla condujeron en muchos países a importantes problemas de financiación, que han necesitado de duras medidas de consolidación fiscal. La caída del empleo y los problemas a los que se enfrenta la población de estos países se ven acrecentadas por la falta de respuesta por parte de los distintos sistemas de bienestar consolidados en dichos países. El envejecimiento de la población y la reducción de la población ocupada dificultan enormemente el sostenimiento de dichos sistemas. En este artículo se plantean varias propuestas que intentan dar salida a algunos de estos obstáculos.

Debemos tener en cuenta que la caída del PIB y los problemas estructurales existentes han hecho volcar, como en un castillo de naipes, el modelo económico construido durante las últimas décadas, obligando a cerrar a múltiples empresas y destruyendo los empleos de millones de personas, que en algunos casos han pasado a engrosar las cifras de pobreza. A pesar de la disminución de los ingresos que han reducido el umbral de pobreza (medido como el 60 por 100 de la mediana de los ingresos percibidos durante el año analizado), la tasa de pobreza ha experimentado un preocupante crecimiento. Más de un millón de hogares se encuentra con todos sus activos en paro y cada vez son más las personas que no cuentan con ningún tipo de renta.

La primera aproximación para paliar esta situación pasa indudablemente por aplicar medidas que incidan en el crecimiento económico y sobre todo en la creación de empleo. Dentro de un plan de política económica, en el que se está haciendo frente a la disminución del déficit, pueden incorporarse medidas de política de empleo que reduzcan los costes asociados a las cotizaciones de los empleadores, primordialmente de la pequeña y mediana empresa, como impulsor del mercado laboral. Ya que la estabilidad presupuestaria se muestra como una necesidad imperiosa para atajar los problemas económicos, es necesario resaltar que dichas medidas no supondrían una

reducción neta de ingresos, ya que la pérdida sería compensada con un incremento recaudatorio a través de diferentes vías.

Del mismo modo, y con la finalidad de mantener vivo el Estado del bienestar, deben plantearse medidas que hagan del mismo un modelo sostenible y viable, a través de una gestión eficiente y eficaz, apostando de manera importante por la incorporación de la población activa al trabajo a través de la inversión en formación, una formación eficaz, capaz de ajustarse a las demandas del mercado laboral actual.

Sin embargo, estas propuestas deben realizarse dentro de un marco de política económica que conjugue le mencionada y necesaria estabilidad presupuestaria con un modelo de crecimiento económico y creación de empleo que reconduzcan la economía a la senda de la recuperación.

II. ANÁLISIS DE LA POBREZA EN ESPAÑA

España es uno de los países con mayor tasa de pobreza en la

Unión Europea, porcentaje que se ha visto incrementado especialmente durante los últimos años. No obstante, antes de realizar un estudio detallado de la afectación de la misma en la sociedad española, es interesante destacar que la mayoría de trabajos de pobreza realizados en los últimos años se basan en un análisis exhaustivo de las cifras de pobreza y su distribución entre distintos grupos sociales y demográficos, pero que raramente se han realizado aportaciones que ayuden a paliar los efectos de la misma en nuestro país. Por ello y aunque en el presente epígrafe se pretende reflejar cuál es la realidad de este problema social que cada vez parece afectar a mayor número de personas, a continuación se proponen algunas aportaciones que podrían ayudar a paliar esta situación.

En el año 2011 los ingresos medios anuales de los hogares españoles se redujeron un 1,9 por 100 respecto al año anterior, que ya había sufrido una importante caída con referencia a 2009, alcanzando los 9.321 euros por persona. Asimismo, el umbral de riesgo de pobreza, calculado a partir del 60

por 100 de la mediana, disminuyó hasta los 7.355 euros. A pesar de ello la tasa de pobreza aumentó hasta el 21,8 por 100, la más alta de los últimos once años, siendo especialmente significativa para mujeres y niños. Por otro lado, cabe destacar que la mayor tasa de pobreza relativa corresponde a los niños y a continuación a la población joven, entre los 16 y 29 años de edad. Destaca el hecho de que el rango de edad de mayores de 65 años, que tradicionalmente ha venido registrando las más altas tasas de pobreza, ha disminuido considerablemente a lo largo de los últimos cinco años, pasando del 28,2 por 100 en 2007 al 20,8 por 100 en 2011, o hasta el 16,9 por 100 si tenemos en cuenta los datos provisionales para 2012 (ver cuadros n.ºs 1 y 2).

Si observamos el gráfico 1, podemos comprobar cómo la tasa de pobreza se ha mantenido relativamente estable desde mediados de los noventa hasta principios del presente siglo, con una ligera tendencia a disminuir hacia 2002-2003, y un nuevo aumento a partir del año 2004, cuando se situó muy cerca del 20 por 100, y los años posteriores superando

CUADRO N.º 1

EVOLUCIÓN DE LA TASA DE POBREZA EN ESPAÑA

Tasa de riesgo de pobreza	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Hombres	19,0	18,6	18,5	18,6	18,3	18,3	20,0	21,1
Mujeres	20,8	20,9	21,2	20,9	21,0	20,6	21,6	22,4
Total	19,9	19,8	19,9	19,7	19,6	19,5	20,8	21,8
Menos de 16 años.....	24,2	24,0	24,0	23,6	24,1	23,3	25,3	26,7
De 16 a 29 años.....	15,8	15,9	16,2	17,1	17,1	17,5	21,4	23,9
De 30 a 44 años.....	17,1	16,7	16,3	16,8	16,1	16,8	18,4	20,0
De 45 a 64 años.....	16,2	16,4	16,7	16,7	17,2	17,5	19,1	19,7
De 65 y más años.....	29,5	29,3	30,7	28,2	27,4	25,2	21,7	20,8
Umbral de riesgo de pobreza ..	6.278,7	6.346,8	6.860,0	7.203,3	7.753,3	7.945,0	7.845,6	7.533,3

Fuente: Elaboración propia. Datos INE-ECV 2011 definitiva.

CUADRO N.º 2

PREVISIÓN DE LA POBREZA EN ESPAÑA PARA 2012

Tasa pobreza total	Pobreza masculina	Pobreza femenina	Umbral de riesgo de pobreza	Tasa de pobreza por edad		
				Menos de 16 años	Entre 16 y 64 años	De 65 años y más
21,1	21,0	21,1	7.355	25,9	21,0	16,9

Fuente: Elaboración propia. Datos INE-ECV 2012 provisional.

en todos ellos el 19 por 100. Sin embargo, los efectos de la crisis comenzaron a dejarse sentir, especialmente desde 2009, apuntando un importante impulso e incrementándose considerablemente en los siguientes años, lo cual demuestra que la caída de la economía se ha cebado especialmente con los más débiles.

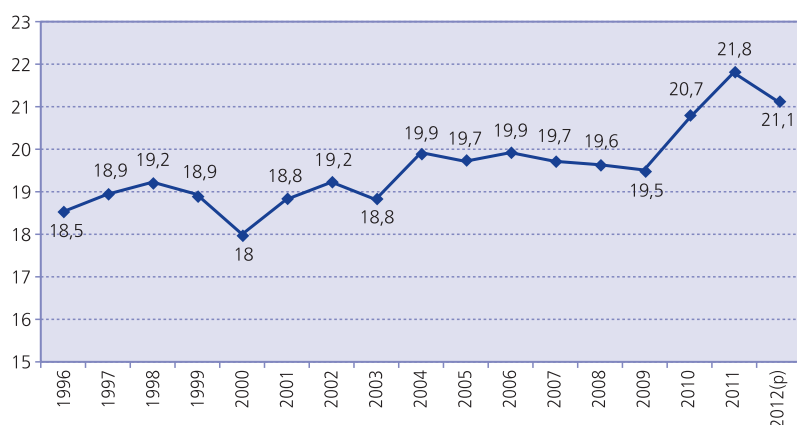
Como hemos podido observar, dicha tasa ha fluctuado conforme a las distintas políticas económicas que se han llevado a cabo en los años reflejados, así como a las variaciones del ciclo económico. La previsión para el

año 2012, según la *Encuesta de Condiciones de Vida* (1) publicada por el Instituto Nacional de Estadística, es que el porcentaje de personas por debajo del umbral de pobreza vuelva a disminuir hasta el 21,1 por 100 después del salto exponencial que había sufrido en el año 2011. Como veremos posteriormente, varios son los causantes de dicho incremento en los años anteriores, aunque sin duda cabe señalar a la pérdida de empleos como principal culpable de dicha situación. El desempleo de larga duración implica la pérdida total de rentas, así como la necesidad de acudir a ayudas

sociales. Igualmente, el número de hogares en los que ningún miembro tiene trabajo también se ha visto acentuado, lo que ha supuesto que miles de hogares sobrevivan únicamente con ayudas públicas o de organizaciones sin ánimo de lucro, así como con pensiones o prestaciones de la Seguridad Social, en el mejor de los casos.

En cuanto a la evolución del porcentaje de individuos situados bajo la línea de pobreza, desglosada por sexos, para el periodo 2004-2012 y, como hemos comprobado en el cuadro n.º 1, los resultados ponen de manifiesto que, para todos los años, las mujeres presentan mayores tasas que los hombres, lo que indica la existencia de «feminización de la pobreza», fenómeno que ha persistido desde la década de los noventa y, a pesar del importante crecimiento económico que tuvo nuestro país durante la década anterior, hasta el año 2008. Sin embargo, resulta interesante observar cómo ha ido disminuyendo en el periodo de crisis, casi igualándose la proporción de personas que se encuentran por debajo del umbral de pobreza para ambos sexos en el año 2012. Esta aparente paradoja tiene un significado que, como luego comprobaremos, se identifica con los movimientos producidos en el mercado laboral, ya que el número de hombres que han perdido

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE POBREZA EN ESPAÑA DE 1996 A 2012 (*)



Nota: (*) Los datos de 2012 son previsión.
Fuente: Elaboración propia. Datos INE.

su empleo, desde que la caída del PIB alcanzase a nuestro país, supera ampliamente al número de mujeres. Igualmente, son muchas las mujeres que al constatar la imposibilidad de sus parejas e hijos para conseguir trabajo se han incorporado a los activos laborales, principalmente en labores relacionadas con el empleo del hogar, para sacar adelante a sus familias. Además, la disminución de la brecha salarial que viene produciéndose en los últimos años ha contribuido a esta situación (2), bien por la reducción de la remuneración del factor trabajo que parece afectar en mayor medida a los hombres, bien por el incremento de actividad femenina ya comentado.

En el gráfico 2 podemos observar la diferencia de brecha salarial existente entre los distintos

países europeos. Como se evidencia, Estonia, República Checa y Austria son los países con mayores diferencias en la remuneración de hombres y mujeres, aunque es destacable Alemania, con un porcentaje superior al 22 por 100, bastante mayor que la media europea.

En España, el Consejo Superior de Cámaras, con la colaboración de la Dirección General de Igualdad, ha elaborado un interesante informe denominado *Determinantes de la Brecha Salarial de Género en España* en el que pone de manifiesto la reducción de la misma en nuestro país, así como los problemas que aún persisten. No obstante, la conclusión principal que puede extraerse de dicho estudio es que la mujer gana menos que un hombre en casi todos los casos, en especial

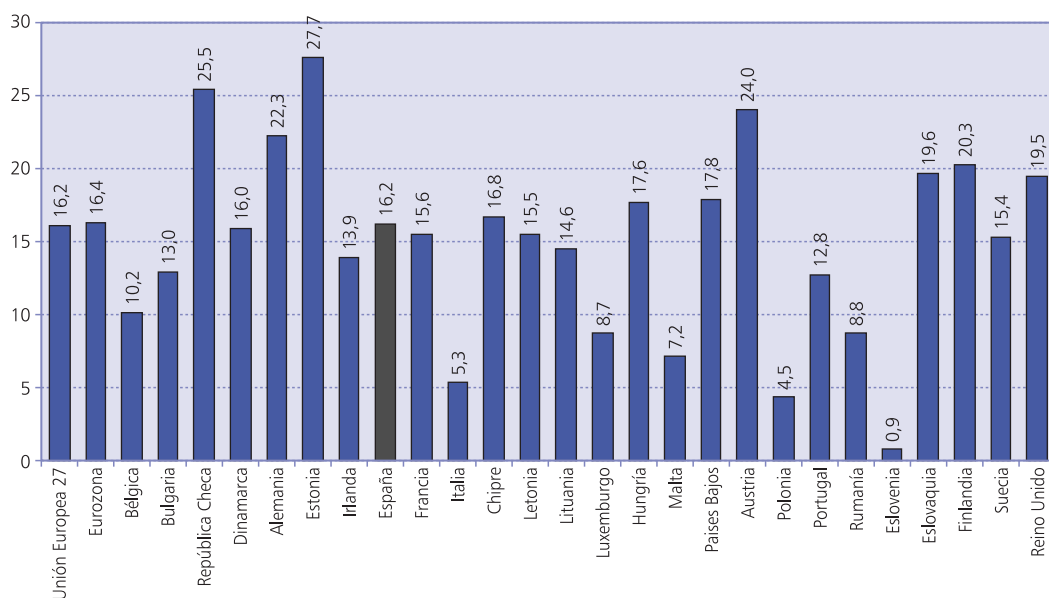
en los puestos directivos de grandes empresas.

Aunque, según los datos provenientes de la base de datos de estructura salarial y competitividad del Instituto Nacional de Estadística (INE) el estrechamiento de la brecha salarial se situó en 2012 en el 15,3 por 100, este informe señala que, teniendo en cuenta algunas variables, como los salarios de empleadas del hogar en situación irregular, este porcentaje se incrementa. Sin embargo, lo cierto es que las cifras muestran una importante reducción en la última década, que el INE cifra en más de 4 puntos.

En este sentido, el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad ha decidido implantar una serie de medidas que entrarán en vigor a partir de 2013 cuyo

GRÁFICO 2

BRECHA SALARIAL EN LOS ESTADOS MIEMBROS DE LA UE, 2010 (*)



Nota: (*) Último dato publicado. No existen datos para Grecia.
Fuente: Elaboración propia. Datos Eurostat.

objetivo es la reducción de las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Entre ellos destaca la puesta en marcha de un Plan Estratégico contra la Discriminación Salarial, que entrará en vigor durante el primer trimestre.

Este aspecto es de gran importancia, ya que, en una época donde los salarios han tendido a disminuir, incluso algunas mujeres con un puesto de trabajo podrían encontrarse por debajo del umbral de pobreza existente.

Por otra parte, analizando los diferentes grupos de edad y dividiéndolos por sexo podemos corroborar que el colectivo donde existe una proporción mayor de personas bajo el umbral de pobreza son las niñas, y las jóvenes de 16 a 29 años, mientras que el grupo que presenta menores tasas de pobreza son los hombres cuyas edades oscilan entre los 30 y 44 años. El único grupo de edad donde las mujeres regis-

tran una tasa de pobreza inferior es el que forman las personas con edades comprendidas entre los 45 a los 64 años, y sin embargo la brecha se hace mayor a partir de los 65 años, con una diferencia de más de 2 puntos porcentuales, de manera que más de una de cada cinco mujeres con dicha edad se encuentra por debajo de la línea de pobreza (ver gráfico 3).

Según la *Encuesta de Condiciones de Vida* realizada por el INE, también existe una diferencia importante entre los distintos tipos de hogar, dependiendo tanto del número de miembros que forman cada uno de ellos como de la composición de los mismos. De este modo comprobamos que las mayores tasas de pobreza se registran en hogares de un solo miembro con uno o más niños dependientes, y a continuación en otros hogares con niños dependientes. Aquellos con una menor tasa de pobreza son los hogares en los que encontramos dos adultos sin

niños dependientes y otro tipo de hogares sin niños. Por número de miembros, la pobreza parece afectar en mayor medida a los hogares compuestos por un solo miembro o con cinco o más miembros, siendo los compuestos por tres miembros los que registran menores tasas (ver gráfico 4).

Por último, podemos realizar un estudio comparativo de la tasa de pobreza en las distintas comunidades autónomas para comprobar cómo se distribuye la pobreza en nuestro país (ver cuadro n.º 3). Como podemos observar, las diferencias son abismales, ya que mientras Canarias, Extremadura, Andalucía y Castilla-La Mancha presentaron las mayores tasas de pobreza relativa, con porcentajes del 33,8, 31,9 y 31,7 por 100, respectivamente, las comunidades con menor proporción de población por debajo de dicho umbral fueron Navarra, Asturias y el País Vasco, donde solo alcanzaron el 8,8, el 9,9 y el 10,8 por 100.

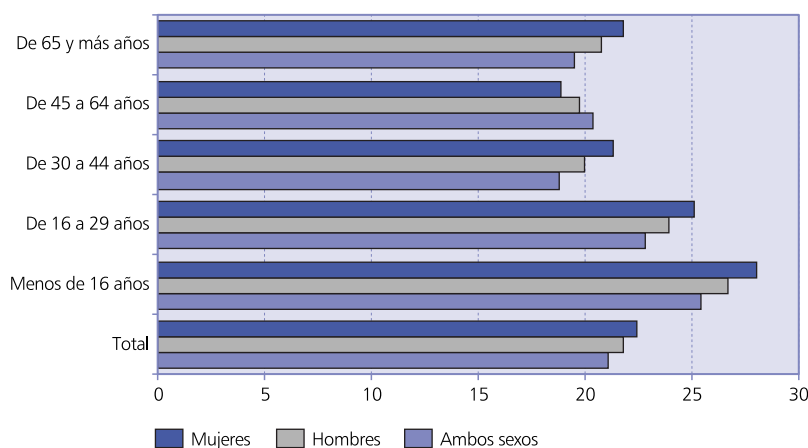
Parece obvio que los problemas de pobreza y exclusión social en nuestro país no solo persisten sino que además se ven acrecentados en el marco de la actual crisis, y que, paradójicamente, las medidas tomadas en algunos casos para paliar la misma han repercutido negativamente en las poblaciones más vulnerables.

Es necesario abordar los problemas estructurales que generan desigualdad y exclusiones y que se relacionan principalmente con las tendencias demográficas, las desigualdades territoriales, la educación y principalmente con el mercado de trabajo, que, podríamos decir, es una de las principales causas estructurales de la pobreza en España.

En el cuadro n.º 4 se representa la tasa de desempleo media en

GRÁFICO 3

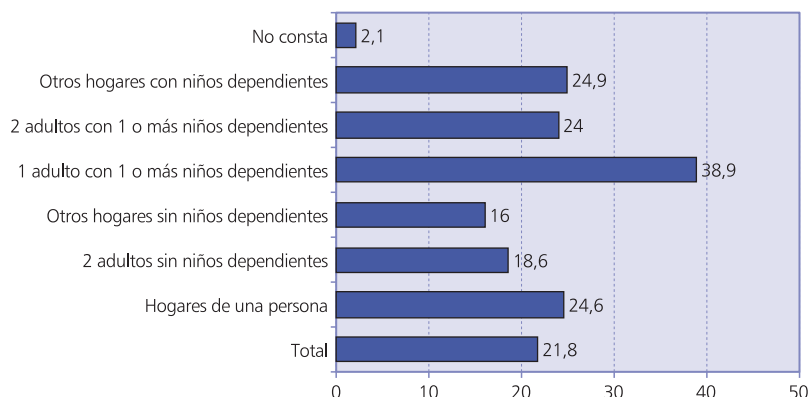
ESTUDIO DE LA TASA DE POBREZA POR RANGOS DE EDAD EN ESPAÑA (*)



Nota: (*) Datos provisionales 2012.

Fuente: Elaboración propia. Datos INE-ECV.

GRÁFICO 4
TASA DE POBREZA POR COMPOSICIÓN DEL HOGAR
EN ESPAÑA, 2011



Fuente: Elaboración propia. Datos INE.

España, así como el número total de desempleados entre 2001 y 2012. A pesar del fuerte descenso que se produjo en los primeros años del periodo indicado, vemos que la tasa tendió a estabilizarse, aunque con un leve descenso a principios de la década, y que se ha acelerado fuertemente en los últimos años. De hecho, el año 2011 cerró con una tasa de paro del 22,85 por 100, lo que suponía que 5,27 millones de personas activas se encontraban en paro. Durante el año 2012 la situación ha empeorado y el tercer trimestre de 2012 registró un porcentaje de desempleo del

25,02 por 100, 38 centésimas más que el trimestre anterior, a pesar de que la población activa también había disminuido en 12.000 personas. La alta tasa de desempleo, que como hemos visto es la mayor de toda la UE, es la principal preocupación de la población española, afectando a más de 5,7 millones de personas, que es, en cifras absolutas, el número más elevado desde que existe la *Encuesta de Población Activa* (3) en nuestro país.

Con todo ello, podemos comprobar la fragilidad del mercado laboral español y la importancia

CUADRO N.º 3

TASA DE POBREZA POR
COMUNIDADES AUTÓNOMAS, 2012

Comunidades y ciudades autónomas	Tasa de pobreza
Andalucía	31,7
Aragón	16,6
Asturias	9,9
Baleares	18,5
Canarias	33,8
Cantabria	20,3
Castilla y León	23,5
Castilla-La Mancha	31,7
Cataluña	16,6
Comunidad Valenciana	19,0
Extremadura	31,9
Galicia	18,8
Madrid	15,9
Murcia	26,4
Navarra	8,8
País Vasco	10,8
La Rioja	24,4
Ceuta	26,5
Melilla	30,9

Fuente: Elaboración propia. Datos INE.

de recomponerlo como primera medida en la lucha contra la pobreza. De este modo y con independencia de la acción protectora al desempleo, es necesario tener en cuenta que con ella no se agota la capacidad del sistema sino que, por el contrario, se extiende a una serie de medidas de apoyo a la política social y económica instrumentadas en favor de aquellas situaciones, problemas o sectores que requieren actuaciones urgentes al respecto, como el desempleo, sectores económicos en

CUADRO N.º 4

EVOLUCIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO Y NÚMERO DE DESEMPLEADOS EN ESPAÑA

AÑOS	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
N.º de parados en miles (valor absoluto)	1.904,4	2.155,3	2.242,2	2.213,6	1.912,5	1.837,1	1.833,9	3.207,9	4.326,5	4.696,6	5.273,6	5.965,4
Tasa de desempleo (%)....	11,5	11,5	8,9	8,1	9,2	8,3	8,6	14,4	18,83	20,33	22,85	26,02

Fuente: Elaboración propia. Datos EPA (INE).

crisis, reconversiones industriales, sectores de interés preferente o estratégicos, o con menor poder adquisitivo, etc. Este tipo de acciones pueden agruparse en lo que denominamos «Políticas de empleo y solidaridad» y que tratan de suplir las desigualdades presentes en el mercado de trabajo, a partir de la toma en consideración de la heterogeneidad de los diferentes colectivos que participan en el mercado.

No obstante, además de la elevada tasa de desempleo, existen algunos problemas que afectan al mercado laboral español y que se calificarían como estructurales, lo que hace más complicada su solución. Entre estos destacan: la baja productividad, el empeoramiento en la calidad del empleo y las desigualdades existentes, que son especialmente relevantes en función del género y de la región o comunidad autónoma. De este modo, es necesario enfrentarse no solo al desempleo sino también al subempleo y al trabajo precario, fenómenos que tienden a aumentar ante la situación económica actual y que es necesario combatir para impedir o mitigar la exclusión social, fundamentalmente de aquellos colectivos con menor tasa de colocación: mujeres, jóvenes, inmigrantes y desempleados de larga duración, sobre todo entre los jóvenes y aquellos que superan cierta edad y cuya empleabilidad es inferior.

Además de las diferencias laborales existentes entre los distintos colectivos de población activa, también podemos encontrar importantes disparidades a nivel regional. La fuerte creación de empleo que se produjo desde 1996 no fue capaz de acortar la distancia entre comunidades autónomas, tanto en la vertiente del paro como en la de fomento de la contratación, y aún menos en los sa-

larios percibidos. De este modo, comprobamos que existen notables diferencias en la tasa de desempleo entre las distintas comunidades autónomas. Andalucía, Canarias, Extremadura, Ceuta y Melilla se han encontrado recurrentemente por encima de la media nacional; por el contrario, otras comunidades suelen estar muy por debajo de la media, como es el caso de Navarra o el País Vasco. Según la EPA correspondiente al tercer trimestre de 2012, el incremento de ocupación mayor se registró en Baleares (25.200), Extremadura (16.300) y Galicia (14.000), y los mayores descensos en Andalucía (58.400), Cataluña (36.300) y el País Vasco (25.100). Respecto a la incorporación de activos al mercado laboral, esta fue especialmente significativa en Extremadura (19.000) y Baleares (17.600), reduciendo el número en Madrid (25.700), el País Vasco (18.500) y Cataluña (17.500).

En el cuadro n.º 5 se muestran los resultados del número de personas activas sin empleo, así como la tasa de paro registrada en las distintas comunidades autónomas durante dicho trimestre. Con respecto al género, podemos comprobar que, aunque la tasa de paro de las mujeres continúa siendo ligeramente mayor que la de los hombres, en los últimos años se ha producido un acercamiento de ambas, ya que, según los datos de la EPA referentes al tercer trimestre de 2012, el desempleo masculino se situó en el 24,68 por 100, y ascendió hasta el 25,41 por 100 para las mujeres, lo cual significa que el desempleo femenino no llegó a ser 1 punto mayor que el masculino, a diferencia de años anteriores en que la tasa de paro femenina había aumentado hasta casi dos veces la de los hombres.

A pesar del acortamiento producido, datos del Servicio Público

CUADRO N.º 5

NÚMERO DE PARADOS Y TASA DE DESEMPLEO POR COMUNIDAD AUTÓNOMA
(Tercer trimestre 2012)

Comunidades autónomas	Parados registrados (en miles)	Tasa de paro (%)
Andalucía	1.424,2	35,42
Aragón	123,5	18,75
Asturias	105,9	21,84
Baleares	122,6	19,47
Canarias	378,2	33,63
Cantabria	43,5	15,71
Castilla-La Mancha	227,1	19,14
Castilla y León	276,6	27,97
Cataluña	840,4	22,56
Comunidad Valenciana.....	702,1	28,10
Extremadura	167,0	32,66
Galicia	264,0	20,13
Madrid	628,2	18,56
Murcia	215,6	28,81
Navarra	46,2	14,95
País Vasco	157,7	15,48
La Rioja	30,9	20,33
Ceuta	14,3	41,03
Melilla	10,1	30,52
Total	5.778,1	25,02

Fuente: Elaboración propia. Datos INE-EPA.

de Empleo Estatal (como que el 60 por 100 de los efectivos laborales sean hombres o que el 70 por 100 de los contratos a tiempo parcial se hayan formalizado con mujeres) corroboran que sigue existiendo una gran desigualdad de género en el mundo laboral. Por otra parte, la tasa es bastante superior en las mujeres con estudios medios, siendo la incidencia menor en los niveles de estudios más bajos.

Aunque todos estos problemas estructurales de nuestro mercado laboral son ciertamente preocupantes, lo más acuciante es la tasa de paro total, que, como comentábamos y a pesar del ligero descenso registrado en el segundo trimestre, continúa siendo elevadísimo y mucho mayor que el del año anterior. De hecho, es el más elevado de toda la Unión Europea y se acerca a niveles similares a los de principios de los años noventa (e incluso superiores si tenemos en cuenta los cambios de medición experimentados en la última década).

Por tanto, podríamos decir que la causa del aumento de vulnerabilidad, que en estos momentos afecta a más de la mitad de la población española, sigue siendo principalmente un desempleo intensivo y extensivo en el espacio y en el tiempo del que derivan múltiples consecuencias y que reduce drásticamente las posibilidades de ingresos económicos suficientes en numerosos hogares. Como veíamos, cerca de 10 millones de personas se encuentran actualmente por debajo del umbral de pobreza. Además, los indicadores de exclusión social del informe FOESSA-Cáritas (Laparra y Pérez, 2010) revelan que en el periodo 2007-2010 aumentaron en más de 800.000 las personas en situación de exclusión social, situándose en un total de

8,5 millones. En este punto podemos comprobar otro dato preocupante: el porcentaje de hogares en los que la persona principal del hogar está desempleada, o, aún más revelador, con todos sus activos en paro. Cada vez son más los hogares en los que todos sus activos se encuentran sin empleo; entre 2007 y 2012 ese porcentaje pasó de suponer aproximadamente el 2,5 por 100 del total de hogares al 13,3 por 100, situándose en términos absolutos en 1.737.900, lo cual supone 370.400 más que en 2011. Además, incluso la población ocupada siente que han empeorado sus condiciones de vida al aumentar la precariedad o la incertidumbre respecto al empleo.

Para el año 2012, el incremento del gasto en prestaciones por desempleo continuó siendo elevado, experimentando incluso un nuevo crecimiento respecto a 2011, de modo que la dotación presupuestaria para dicho año supuso 28.805,05 millones de euros para la partida de transferencias corrientes a familias e instituciones sin fines de lucro, lo que significa un aumento de casi el 200 por 100, respecto de la misma partida para el año 2007, antes del inicio de la crisis. La razón principal ha sido el fuerte aumento en la tasa de desempleo de nuestro país, acercándose a los 6 millones de parados (4). De hecho, y a pesar de que se espera una menor destrucción de empleo para el año 2013, el crecimiento ha llevado a superar las tasas alcanzadas a mediados de los noventa, convirtiéndose en las mayores cifras de paro registradas en la democracia.

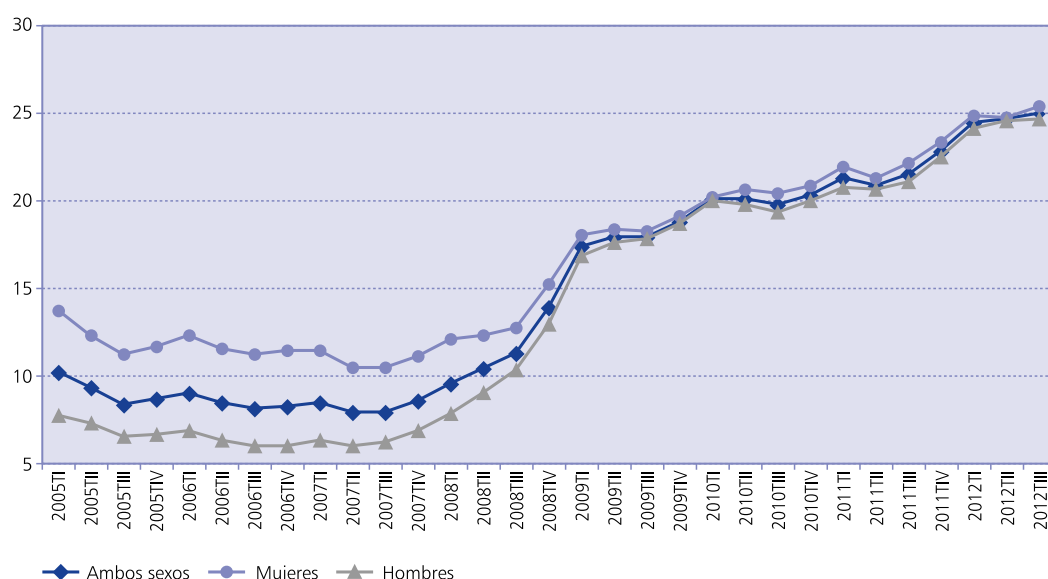
Como ha quedado de manifiesto, el desempleo es, sin duda, uno de los grandes problemas a los que se enfrenta la lucha con-

tra la pobreza en nuestro país, por lo que es fundamental la búsqueda de soluciones ante esta triste situación, y consideramos la creación de empleo como foco principal de las propuestas que nosotros mismos realizamos desde este artículo.

III. PROPUESTAS PARA EL CRECIMIENTO ECONÓMICO, EL EMPLEO Y LA DISMINUCIÓN DE LA EXCLUSIÓN SOCIAL

Según hemos comprobado, la situación de la economía española requiere la combinación de distintos tipos de medidas que se implementen de modo conjunto e interrelacionado. Ya que, si bien por un lado tenemos que hacer frente a un abultado déficit fiscal, fruto de las medidas de política económica tomadas en los años anteriores y que requieren por tanto de un incremento de los ingresos públicos así como de una reducción del gasto, por otro tenemos que reconducir la senda económica de un crecimiento que incorpore la creación de empleo como objetivo fundamental. Sentar las bases de dicho crecimiento requiere de un plan de política económica que conjugue los objetivos mencionados y que a su vez se construya sobre los cimientos de un Estado del bienestar, necesario para la lucha contra la exclusión social, sólido y sostenible. Para ello es necesario que en su gestión rijan tanto la eficacia, que consiga llevar a cabo los fines para los que fue creado, como la eficiencia necesaria para hacerlo viable a largo plazo. A continuación se exponen una serie de propuestas o medidas de política económica que consideramos fundamentales para el logro de lo que acabamos de exponer.

GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO POR SEXOS



Fuente: Elaboración propia. Datos INE.

CUADRO N.º 6

HOGARES CON FALTA DE RECURSOS EN ESPAÑA

Años	Tasa de paro de la persona principal del hogar	Todos los activos del hogar en paro		Hogares sin ingresos procedentes del trabajo, pensión o prestación	
		Número total	Porcentaje	Número total	Porcentaje
2007	6,30	413.300	2,6	300.098	1,86
2008	7,40	512.800	3,1	360.008	2,17
2009	14,50	1.070.300	6,3	472.279	2,78
2010	16,62	1.328.000	7,6	502.010	2,80
2011	17,02	1.367.500	7,8	580.000	3,34
2012*	21,38	1.833.700	10,53	—	—

Nota: (*) Datos correspondientes al tercer trimestre de 2012.

Fuente: Elaboración propia. Datos INE-EPA/ECV.

1. Contrato para la reactivación del empleo y reducción de las cotizaciones sociales en determinados casos

Dentro de un plan de actuación de política de empleo se proponen medidas que, a través de ventajas fiscales para los em-

presarios, impulsen la creación de empleo neto. Su articulación consistiría en introducir una bonificación del 100 por 100 en la cuota de cotización a la Seguridad Social a cargo del empleador durante un año, siempre que se cumpliesen determinados requisitos de creación de empleo. Es decir, cuando una misma empresa crease un nú-

mero (neto) determinado de nuevos empleos (uno, dos o tres nuevos empleos) tendría derecho a dicho beneficio. Aunque esta medida supondría una pérdida de recaudación por las cotizaciones que dejan de percibirse inicialmente por parte del empleador, el argumento subyacente para asumir la recuperación reside en

el hecho de que aumentaría la contratación. Contando, evidentemente, con que establecer una facilidad como la descrita estimularía la creación de empleo, al reducir de forma considerable los costes laborales. En cuanto a los resultados esperados, por un lado, se reducirían los gastos sociales, puesto que aquellos activos que pasasen a ocupar un puesto de trabajo dejarían consecuentemente de recibir la prestación por desempleo (en caso de percibirla) y, por otro, aumentaría la renta disponible de los nuevos trabajadores, lo que en definitiva supondría una mayor recaudación tributaria a través de dos vías impositivas, el Impuesto sobre la Renta y los impuestos indirectos que gravan el consumo (IVA en la península y Baleares e IGIC en Canarias), al incrementarse la demanda interna. Una posible tercera vía sería el afloramiento de economía sumergida, en cuanto al mercado laboral se refiere, de manera que la disminución de los costes salariales para el empleador estimularía la contratación legal de los empleados, pudiendo ser interesantes para estos su regularización. Por tanto, esto supondría un acicate para el crecimiento económico, que igualmente se vería favorecido por el aumento de la inversión empresarial y en consecuencia de la producción, con efectos multiplicadores importantes para la Demanda Agregada. Este sistema podría complementar la simplificación producida a través del RD 20/2012 en el entramado de bonificaciones que hasta su aprobación existía en el sistema de la Seguridad Social, y que generaban fuertes efectos de sustitución entre los trabajadores con derecho y aquellos sin derecho a la misma.

Para comprobar los efectos generados por una medida similar a la descrita, se ha procedido a rea-

lizar una simulación con la que se pretende obtener los resultados económicos, en materia de ingresos, que derivarían de la exención del pago de las cotizaciones sociales a la empresa por cada nuevo trabajador contratado. La cuantificación de la ganancia o la pérdida recaudatoria que generaría una medida de estas características viene determinada por los supuestos de partida, que deben explicitarse.

Las principales variables que configuran el resultado final son las siguientes:

- Elasticidad empleo-cotizaciones sociales.

- Elasticidad consumo-renta.

- Porcentaje de nuevos empleados que proceden de situación de desempleo y de economía sumergida (valores complementarios).

- Salario medio de los nuevos contratados.

Las variables a tener en cuenta serían las expuestas a continuación:

- Pérdida de recaudación en Seguridad Social por las cotizaciones sociales, con respecto a la situación contractual de mantenimiento del sistema.

- Incremento recaudatorio de IRPF por los nuevos empleados.

- Incremento recaudatorio en IVA por el incremento de rentas y su transmisión a las decisiones de consumo.

- Número de trabajadores nuevos contratados (procedentes o no de situación de desempleo) y ahorro por prestaciones de desempleo.

Para ello, además se han tenido en cuenta los siguientes datos estadísticos:

- Salario medio, proporcionado por la *Encuesta de Estructura Salarial*, con últimos datos actualizados al año 2010, y que ascendió a 22.790,2 euros anuales.

- Prestación media mensual de desempleo para el mismo año y que es de 853,7 euros (10.244,4 euros anuales).

- Masa salarial del sector privado, que asciende a un total de 257.689 millones de euros.

Así como los siguientes supuestos modificables, necesarios para realizar la estimación:

- Salario medio de los nuevos empleados, que se establece en 1.000 euros mensuales, lo que supone un 53 por 100 de la media obtenida por el sector privado, según la EES.

- Porcentaje de trabajadores nuevos que cobren la prestación de desempleo, que se estima en un 60 por 100.

- Elasticidad empleo-cotizaciones sociales. Lo que determina el incremento porcentual de trabajadores generado por la exención del pago de cotizaciones empresariales, y que como ejemplo de referencia tomamos un 2 por 100.

- El efecto de incremento en la masa salarial se calcula a partir del aumento en el número de trabajadores, teniendo en cuenta el salario medio de los nuevos empleados. Esto provoca efectos indirectos sobre la recaudación de IRPF (en este particular no hay que suponer ninguna elasticidad), y sobre la recaudación de IVA, para lo que es necesario presuponer

una elasticidad renta-consumo, donde se ha tomado un valor del 40 por 100.

Teniendo en cuenta los parámetros anteriores, los resultados obtenidos muestran (6):

— Un pérdida potencial de recaudación por cotizaciones sociales de 640 millones de euros (nótese que se trata de una pérdida meramente potencial, que podría recuperarse una vez que la medida se eliminase, asumiendo los empleos generados como estables).

— Un incremento en la recaudación por IRPF como efecto indirecto de 526 millones de euros, considerando el cumplimiento total de los trabajadores al tipo medio efectivo (para contar con un rango de valores creíbles en cuanto a los efectos generados en términos recaudatorios, y como veremos a continuación, se calcula un escenario incluyendo y excluyendo la recaudación de IRPF).

— Los efectos recaudatorios sobre el IVA, considerando, como hemos expuesto anteriormente, una elasticidad renta-consumo del 40 por 100, son de 165 millones de euros.

— Por último, el ahorro en prestaciones por desempleo, según los supuestos considerados (recuérdese la estimación de que el 60 por 100 de los trabajadores cobrarían la prestación de desempleo) sería de 1.390 millones de euros.

Es decir, que teniendo en cuenta los supuestos especificados, los efectos obtenidos según el trabajo de simulación realizados supondrían un incremento en la recaudación impositiva de 691 millones de euros y un ahorro en prestaciones por desempleo de

unos 1.390 millones, lo que en definitiva conllevaría un saldo final de 1.441 millones de euros, es decir un porcentaje de recuperación de 225,1 por 100. Si en cambio consideramos un escenario en el que el salario establecido fuera demasiado bajo para generar tributación por IRPF, el saldo obtenido sería de 915 millones de euros, 142,5 por 100 de recuperación.

No obstante y aparte de que los efectos esperados compensarían la potencial pérdida recaudatoria por cotizaciones sociales, debemos tener en cuenta las consecuencias que para la creación de empleo y el crecimiento económico podría tener esta propuesta, ya que la bonificación del 100 por 100 estimularía la contratación de empleados, e incluso cabría esperar que algunos de los nuevos contratos se realizasen a trabajadores en situación irregular.

Por otro lado, esta medida podría complementarse, como ya avanzábamos, con otras que igualmente repercutiesen en las cotizaciones sociales y por tanto en la disminución de los costes laborales para la empresa, principalmente enfocado a la pequeña y mediana empresa.

Una de ellas consistiría en incrementar la reducción en 2 puntos para el año 2013 y un punto más en 2014. Según el paquete de medidas aprobado por el actual gobierno, «para garantizar la estabilidad presupuestaria y el fomento de la competitividad contemplados en dicha normativa», el incremento de los tipos impositivos de los impuestos indirectos se complementará con una reducción gradual a las cotizaciones de la Seguridad Social, de modo que el año 2013 se reduzcan un punto y en 2014 otro más. Este tipo de medidas, es decir ligar una

reducción de los costes empresariales de producción (preferiblemente laborales) a un incremento del IVA, vía, como en este caso, disminución de las cotizaciones, además de permitir una compensación parcial supone una especie de devaluación a través de la política fiscal, repercutiendo indirectamente sobre las exportaciones, ya que el IVA se devuelve a los exportadores y es pagado por los importadores. Sin embargo, dado el incremento de los tipos impositivos del IVA, así como el ensanchamiento de bases previsto, sería deseable incrementar la reducción prevista en los tipos aplicados a las cotizaciones sociales, lo que supondría por tanto un incremento en la competitividad y empuje de las exportaciones, así como una reducción sobre la presión fiscal aplicada a las empresas, lo cual a su vez redundaría en mayores beneficios empresariales y permitiría incrementar la contratación, recuperando el menor ingreso percibido conforme a la disminución de las cotizaciones sociales a través del incremento en los ingresos impositivos. Otra opción, que incluso podría complementar a la anterior, sería la creación de un nuevo sistema de cotizaciones a la Seguridad Social para pymes (hasta un determinado nivel de ingresos) y autónomos. Se trataría de establecer tipos flexibles en las cotizaciones en función del tiempo de actividad. De este modo se aplicarían tipos reducidos durante los primeros años que irían incrementándose paulatinamente hasta alcanzar el tipo general aplicado. El objetivo consistiría en ayudar a los emprendedores que quisieran constituirse por cuenta propia, e incluso abrir una empresa creando puestos de trabajo adicionales, ya que la aplicación de tipos variables que se incrementaran progresivamente constituiría una importante ayuda

durante los primeros años, en los que, especialmente en la coyuntura actual, es más complicado obtener beneficios. Por tanto, se produciría de nuevo un importante incentivo a la creación de empresas y a la contratación, redundando igualmente en el crecimiento económico y en el incremento de los ingresos tributarios, lo que compensaría asimismo la pérdida que pueda suponer la reducción de los primeros años. Salvaguardar las cuentas públicas de la posible pérdida de ingresos que estas medidas pudiesen significar es de gran importancia, ya que, no podemos olvidar, que la realización de políticas redistributivas y la sostenibilidad del Estado del bienestar dependen fundamentalmente de ello. En este sentido es relevante la siguiente propuesta, la cual debería implementarse una vez que se recondujeran las cuentas públicas y, sobre todo, que la economía se hubiese recuperado.

2. Medidas de sostenibilidad y viabilidad del Estado del bienestar

2.1. *El Fondo de Estabilidad Presupuestaria Anticíclico*

El Estado del bienestar es un gran perjudicado de las bajadas de los ciclos económicos. Teniendo en cuenta que hasta el momento actual parece inevitable aceptar que el sistema económico está obligado a registrar dichas oscilaciones recurrentes, es necesario buscar mecanismos estabilizadores que funcionen como colchones para las caídas económicas.

Es evidente que, ante un retroceso en la actividad económica, el gasto público sufre un incremento importante, pues por un lado se hace necesario aplicar medidas de estímulo fiscal con el fin de contrarrestar dicha caída y, por otro, el

deterioro de la situación repercute en el aumento de la tasa de desempleo. Esto provoca que, en todos aquellos países cuyo sistema de protección social incluye prestaciones para la población en paro, ya sean de nivel contributivo o asistencial, se vea incrementado el gasto necesario para hacer frente a esta contingencia. Igualmente, amparar la reducción de recursos económicos que sufren los ciudadanos hace que sea necesario un aumento de las ayudas asistenciales que cada país tenga instauradas. Además, desde el lado de los ingresos debemos tener en cuenta que el deterioro de la situación económica impacta directamente en la recaudación del Estado, tanto en impuestos directos como indirectos. Esta situación se produce como consecuencia de un cúmulo de factores que incluyen: la disminución de los beneficios empresariales, la reducción de las bases imponibles y del consumo y la caída en la tasa de empleo. Como vemos, la conjunción de ambas circunstancias provoca un deterioro importante de las arcas del Estado, ya que es precisamente en las épocas de recesión o crisis cuando los gobiernos se enfrentan a problemas de capacidad de financiación y, por lo tanto, cuando se exige un sobreesfuerzo que compense estas desviaciones fiscales.

Por otro lado, la política fiscal se muestra como uno de los instrumentos esenciales para el logro del máximo bienestar social y económico posible, más aún en aquellos países donde la soberanía de la política monetaria ha sido cedida a un organismo supranacional, como es el caso de la eurozona.

A partir de lo que acabamos de exponer, consideramos que una propuesta que permitiese hacer frente a este incremento de

gastos y reducción de ingresos, y financiar por tanto las necesidades de los ciudadanos, sería la creación de un Fondo Presupuestario Estabilizador Anticíclico. Este, aprovechando los excedentes de las épocas de bonanza económica, financiaría las crecientes necesidades derivadas de las recesiones económicas. Dicho fondo podría ser sufragado a través de cotizaciones «flexibles» de trabajadores y empresarios, estableciendo unos tipos que, aplicados sobre las bases imponibles, se adaptasen en cada momento a la situación económica imperante, apoyándose en la idea del ahorro automático de excedentes de coyunturas favorables y en su utilización posterior, sosteniendo de este modo el gasto público en épocas de ingresos bajos. Por supuesto, con el fin de evitar un uso abusivo o erróneo, únicamente se podría disponer del acumulado cuando se cumpliesen de modo riguroso una serie de parámetros establecidos de antemano (como por ejemplo un determinado nivel de retroceso del PIB). Además, esta medida podría servir de acicate para actuar en épocas de crisis como estímulo para evitar una caída del consumo o una menor actividad empresarial, ya que el coste del empleo para los empresarios y de los impuestos para los trabajadores disminuiría proporcionalmente al aumento productivo, funcionando a su vez como contrapeso en la economía. Con este sistema, la recaudación aumentaría durante las épocas expansivas, lo que permitiría hacer frente después al gasto público que fuese necesario en cada momento, ayudando a su vez a realizar políticas contracíclicas que amortiguasen las oscilaciones y favoreciesen su actuación como estabilizadores automáticos, y limitando además el efecto expulsión, gracias a la reducción impositiva comentada.

2.2. *Inversión en formación*

Las propuestas comentadas deberían complementarse, dentro del marco estratégico de política económica que ya hemos mencionado, con otras medidas que permitiesen mantener un modelo económico más estable. Entre aquellos factores de mayor interés cabría destacar la importancia de la I+D+i y la formación.

Respecto a la última cuestión, debemos señalar la importancia que la formación tiene tanto para el crecimiento económico de un país como para la consecución de una mayor equidad en el mismo. La pobreza tiene muchas definiciones y muchas caras, muchos grados y muchas realidades, pero se asienta en unos pocos orígenes y uno de ellos, quizá el más importante, es la desigualdad de oportunidades existente entre los países y entre los propios individuos. Decía un proverbio chino que cuando das un pescado a un hombre hambriento consigue comer un día, pero que enseñándole a pescar comerá toda la vida. Esta famosa y elocuente frase encierra la llave de una de las piezas clave para lograr la igualdad de oportunidades: la formación. La educación ha sido considerada durante mucho tiempo uno de los instrumentos privilegiados para luchar contra la pobreza y para crear un sistema igualitario, una caña de pescar que sin embargo no está al alcance de todos.

Si bien es cierto que en los países desarrollados, donde el Estado del bienestar se ha afianzado y la educación hasta la adolescencia se ha universalizado a través de su gratuidad y obligatoriedad, la formación superior (universitaria, técnica o profesional) sigue siendo un lujo para muchos. En aquellas familias donde los ingresos apenas cubren los gastos mensuales se

hace necesario que los jóvenes comiencen a trabajar lo antes posible. De este modo, muchos de aquellos que hubieran deseado especializarse en lo que se consideraban más capacitados, tienen que conformarse con conseguir un trabajo precario para ayudar a sus familias. Asimismo, algunos adultos que desearían encontrar un trabajo mejor se ven limitados por la necesidad de trabajar largas jornadas e imposibilitados para aumentar su formación. Una formación que, por un lado, se adaptase a las necesidades del mundo laboral y, por otro, fuese alcanzable por todas las capas sociales.

En este sentido sería necesario que la formación se integrase en el plan de política económica a través del impulso a la formación profesional, de modo que la sociedad en general pudiese beneficiarse de los activos humanos de la misma y que las personas implicadas lograsen realizar aquellos trabajos para los que sus aptitudes y sus propios gustos les hacen más idóneos. Igualmente debería plantearse que la educación se adaptase a las necesidades de la sociedad; sin merma del aspecto teórico, sería importante que los estudiantes pudiesen continuar con su formación porque contasen con el suficiente apoyo económico y social. Para ello podrían incluirse rentas que se vinculasen a la obtención de resultados académicos, trabajos adaptados a las necesidades de aprendizaje de los alumnos, ayudas en especie, como es el caso de la vivienda, que se integrasen en un programa de formación, etcétera.

Nelson Mandela dijo una vez: «La educación es el arma más poderosa que puedes usar para cambiar el mundo». Es cierto que quizá se trate únicamente de un pequeño apoyo que debe integrarse dentro de un sistema que

permita el aprovechamiento óptimo de las capacidades adquiridas y que una propuesta como esta, de momento, es solo factible en países donde el Estado del bienestar se encuentra establecido, pero de lo que no cabe duda es de que en cualquier lugar del mundo la educación es una herramienta básica para lograr la igualdad de oportunidades de todos sus ciudadanos, y que cualquier gasto en formación debe considerarse una inversión para las personas y para el propio país.

IV. CONCLUSIONES

Como hemos comprobado, durante estos años de crisis millones de personas han perdido su empleo y las cifras de exclusión social y pobreza se han extendido como una mancha de aceite que va alcanzando a nuevas capas sociales. Hemos analizado los orígenes y el posterior desarrollo de esta debacle y hemos comprobado cómo ha afectado en nuestro país a las variables económicas, en general, y a aquellos más vulnerables, en particular.

A mediados del siglo pasado se suponía que la combinación de bonanza económica y Estado del bienestar disminuirían e incluso acabarían con la pobreza. Sin embargo, hoy en día esto parece una quimera; de hecho, uno de los principales debates en torno a la globalización se centra en discernir si los frutos derivados de un aumento del ingreso promedio durante los periodos de crecimiento económico son aprovechados en igual medida por todos. Aceptar la noción de pobreza relativa significa dar por hecho que incluso un aumento de la calidad de vida en un país puede llevar implícito un incremento de las cifras de pobreza. Hablamos de exclusión social, de inequidad.

Evidentemente, es imposible solucionar los problemas de pobreza en un país que no consigue crecer y que no genera empleo, dado que son precisamente los puestos de trabajo los que aportan las rentas necesarias para disminuir la tasa de pobreza, e incluso incrementar los ingresos medios, lo que comporta umbrales de pobreza más altos. Por ello, consideramos que es necesario impulsar el crecimiento y el empleo y buscar soluciones al mercado laboral, como herramienta principal para el sostenimiento del Estado del bienestar.

Según la teoría clásica, y siguiendo al gran hacendista Richard Musgrave (Musgrave y Musgrave, 1986), la Hacienda Pública tiene encomendadas tres misiones principalmente:

— Función de Asignación de recursos.

— Función de Distribución equitativa.

— Función de Estabilización del crecimiento económico.

Para llevarlas a cabo es necesario que exista una detracción de recursos y una posterior asignación en función de los principios impositivos de equidad, progresividad, justicia y no confiscatoriedad, para la continuación, y con los ingresos percibidos, llevar a cabo las actuaciones de política económica que sean necesarias para lograr un crecimiento económico sostenible fomentando la creación de empleo.

En un entorno de crisis como el actual, la necesidad de incrementar la recaudación fiscal es uno de los principales objetivos para poder gestionar el retorno al crecimiento y por supuesto una correcta redistribución de la renta

que proporcione el máximo bienestar a la población.

Es precisamente el bienestar social, la base y cimiento sobre el que erradicar la pobreza en los países desarrollados. En este sentido hemos enfocado algunas de las medidas que, dentro de un plan de política económica, podrían impulsar la creación de empleo. La disminución de los costes laborales puede realizarse como una reducción de las cotizaciones sociales, sobre todo si tenemos en cuenta que, como hemos comprobado, la posible pérdida de ingresos se viera compensada con el incremento de bases imponibles sobre las que aplicar impuestos directos, así como el crecimiento del consumo, que repercutiría en mayor recaudación vía impuestos indirectos. De hecho, es posible que parte de los puestos de trabajo que en la actualidad existen en lo que denominamos economía sumergida fuesen regularizados como consecuencia de los incentivos fiscales.

También hemos enfocado el problema desde la propia sostenibilidad del sistema. En una sociedad en la que la natalidad ha disminuido dramáticamente y la mayor calidad de vida, unida a los logros científicos, han prolongado la esperanza de vida, cada vez son menos los activos que pueden aportar recursos con los que sustentar el Estado del bienestar. Aún más, la caída del empleo ha mermado enormemente sus posibilidades, al impedir que incluso aquellos que se encuentran en edad de trabajar puedan contribuir. La tasa de desempleo juvenil ha sobrepasado el 50 por 100 y las bases imponibles han disminuido enormemente con la disminución de los salarios que se ha venido registrando durante los años de crisis. Ahondar en dicho problema es necesario, y para lo-

grar su viabilidad a lo largo de los años hay que hacerlo no solo desde el lado del gasto, como generalmente suele enfocarse, sino como una necesidad de incrementar los ingresos. En este sentido, hemos considerado la posibilidad de crear un fondo presupuestario anticíclico, que se alimentase en las épocas de bonanza y pudiese utilizarse cuando realmente fuera necesario. Se trata, sin embargo, de una medida *ex ante* que carece de sentido dentro del contexto actual, siendo necesario retrasar su implementación hasta que la economía regrese a la senda del crecimiento económico. Igualmente hemos apostado por la formación como pilar fundamental para el logro de la igualdad de oportunidades; no se trata únicamente de la formación académica, sino de una formación profesional que sea capaz al mismo tiempo de ajustarse a las capacidades de las personas y adaptarse a las necesidades del mercado laboral. La formación debe entenderse en este contexto como una formación gratuita, gestionada de modo eficiente y que permita a aquellos que desean formarse un nivel de vida digno, incorporando a los conocimientos teóricos una mayor experiencia, de modo que permita que los propios estudiantes reciban rentas provenientes de su propio esfuerzo. Los recursos asignados a una reforma de estas características habría que afrontarlos como una inversión en capital humano y no como un gasto, ya que dicha inversión puede suponer un retorno importante en términos económicos y sociales.

NOTAS

(1) La *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) es una operación estadística, de periodicidad anual, cuyo objetivo principal es proporcionar información sobre la renta, el nivel y composición de la pobreza y la exclusión social. Se trata de una estadística armonizada con los países de la Unión Europea (UE) respaldada por el Reglamento (CE) N.º 1177/2003 del Parla-

mento Europeo y del Consejo de 16 de junio de 2003 relativo a las estadísticas comunitarias sobre la renta y las condiciones de vida.

(2) Según el *Informe mundial sobre salarios 2012/13* de la Organización Internacional del Trabajo, sobre la reducción de la brecha salarial en los últimos años: «En algunos casos, se debe a que la situación de los hombres en el mercado laboral se ha deteriorado, mientras que la situación de las mujeres ha mejorado o ha permanecido igual».

(3) La *Encuesta de Población Activa* (EPA) es una investigación continua y de periodicidad trimestral dirigida a las familias, realizada por el INE desde 1964. Su finalidad principal es obtener datos de la fuerza de trabajo y de sus diversas categorías (ocupados, parados), así como de la población ajena al mercado laboral (inactivos).

(4) Según la EPA definitiva del cuarto trimestre del año 2012, el ejercicio cerró con un total de 5.965.400 parados, lo que supone una tasa de desempleo total del 26,02 por 100.

(5) Nótese que la elasticidad empleo-cotizaciones sociales es clave en la eficacia de la reforma, de manera que ante una elasticidad nula, la situación permanecería inalterada por la vía de generación de mayor gasto (no se perdería ningún recurso vía cotizaciones). Puesto que las estimaciones de esta reforma se realizan desde una perspectiva macro, asumimos este comportamiento para todos los empleadores, siendo imposible discriminar entre un número concreto de trabajadores nuevos contratados por cada empresa.

BIBLIOGRAFÍA

BANCO MUNDIAL (2011), *World Development Indicators 2011-Online*.

CANTÓ, O., *Aspectos metodológicos de los estudios económicos sobre pobreza y desigualdad*, Universidad de Vigo.

CONSEJO SUPERIOR DE CÁMARAS (2012), *Determinantes de la Brecha Salarial de Género en España*, Coordinación desde la Subdirección General para la Igualdad en la Empresa y la Negociación Colectiva de la Dirección General para la Igualdad de Oportunidades, Madrid.

EUROSTAT (2012), *At risk of poverty or social exclusion in the EU27*.

FONDO MONETARIO INTERNACIONAL, FMI (2012), *Perspectivas Económicas 2012 (Abril, Octubre), Perspectivas Económicas Regionales*.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE (2012), *Encuesta de Condiciones de Vida 2011. Datos provisionales*.

— (2012), *Encuesta de Estructura Salarial 2010. Resultados definitivos*.

— (2012), *Encuesta de Población Activa 2011. Datos definitivos*.

— (2012), *Encuesta de Población Activa 2012. Datos provisionales*.

LAPARRA, M., y PÉREZ, B. (2010), *El primer impacto de la crisis en la cohesión social en España*, FOESSA-Cáritas, Colección Estudios.

MARTÍNEZ ÁLVAREZ, J.A. (2000), *Economía del Sector Público*, Ariel, Barcelona.

— (2003), *Economía de la pobreza*, UNED, Madrid.

MARTÍNEZ ÁLVAREZ, J.A.; CALVO, J.L., y SÁNCHEZ, C. (2009), *Evaluación de las condiciones de vida de la población pobre en España. Un análisis comparativo del informe Edis-foessa 1998 y la ECV 2005*, Tirant lo Blanch, Valencia.

MARTÍNEZ ÁLVAREZ, J.A., y MIQUEL BURGOS, A.B. (2011), *Política económica española. La España del siglo XXI*, Tirant lo Blanch, Valencia.

MUSGRAVE, R.A., y MUSGRAVE, P.B. (1986), *Public finance in theory and practice*, IEF, edición 1986.

ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO, OIT (2012), *Informe mundial sobre salarios 2012-2013. Los salarios y el crecimiento equitativo*, Ginebra.

RAWLS, J. (1971), *Una Teoría de Justicia*, Harvard University Press.

SACHS, J. (2005), *El fin de la pobreza*, Colección Arena Abierta, Debate, Barcelona.

SEN, A. (2004), *Nuevo examen de la desigualdad*, Alianza Editorial, Madrid.

YUNUS, M. (2007), *¿Es posible acabar con la pobreza?*, Editorial Complutense, Madrid.

COLABORADORES EN ESTE NÚMERO

ALVAREDO, Facundo. Es Research Fellow del Nuffield College (Departamento de Economía) de la Universidad de Oxford, investigador del Conicet e investigador afiliado a la École d'Économie de París. Sus investigaciones abordan temas de distribución de la renta y la riqueza, las herencias y la imposición personal, desde el punto de vista del análisis aplicado y de la historia económica. Ha publicado sus trabajos en *Journal of the European Economic Association*, *Explorations in Economic History*, *The Review of Income and Wealth*, *Economics Letters*. También es autor de varios capítulos en libros colectivos.

ÁLVAREZ ALEDO, Carlos. Profesor titular de Economía Aplicada en la Universidad de Castilla-La Mancha (UCLM). Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Complutense de Madrid y doctor por la Universidad Autónoma de Madrid. En la actualidad es coordinador del Máster en Economía Internacional y Relaciones Laborales de la UCLM. Sus principales líneas de investigación y publicación se refieren a mercado de trabajo español, desempleo juvenil, políticas activas de empleo, mercados de trabajo en Europa, así como distribución de la renta. También ha participado, como investigador principal, o colaborador, en diversos proyectos e informes para organismos públicos regionales, nacionales y comunitarios sobre estas materias.

ARRANZ MUÑOZ, José María. Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales (1995) y doctor en Ciencias Económicas (1999) por la Universidad de Alcalá. Es profesor titular en el área de Econometría de la Universidad de Alcalá. Ha sido Premio Extraordinario de Licenciatura (1995) y Premio de Jóvenes Investigadores (2006) de la Universidad de Alcalá. Sus líneas de investigación se centran en temas econométricos y aspectos relacionados con el mercado de trabajo (movilidad laboral, protección social y evaluación de políticas públicas). Sus trabajos han sido publicados en revistas internacionales y nacionales. Ha participado en numerosos proyectos de investigación y publicado diversos libros y capítulos de libros.

AYALA CAÑÓN, Luis. Licenciado y doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Complutense de Madrid. Es catedrático y director del Departamento de Economía Aplicada II de la Universidad Rey Juan Carlos. Ha sido subdirector general del Instituto de Estudios Fiscales. Su labor investigadora se ha centrado en el estudio de la distribución de la renta, la política social y el mercado de trabajo. Es autor de varios libros y artículos en revistas nacionales e internacionales.

AZPITARTE, Francisco. Se incorporó al Instituto de Melbourne de Investigación Económica Aplicada y Social en marzo de 2011 como investigador Ronald Henderson dentro de Economía del Trabajo y Política Social. Tiene un máster en Análisis Económico de la Universidad Autónoma de Barcelona y completó su doctorado en

Economía en la Universidad de Vigo en 2009. Después de terminar sus estudios de posdoctorado en la London School of Economics and Social Sciences en 2011, fue nombrado en la posición Ronald Henderson Research Fellow en el Instituto de Melbourne, Universidad de Melbourne y Brotherhood of Saint Laurence.

BADENES PLÁ, Nuria. Es funcionaria del Ministerio de Economía y Hacienda y pertenece al cuerpo de Catedráticos de la Escuela de Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid desde 2002, universidad en la que realizó sus estudios de licenciatura y de doctorado. Sus trabajos se han distinguido con Mención Especial a la Tesina de Máster del Instituto de Estudios Fiscales (1995), Premio Extraordinario de Tesis Doctoral de la UCM (2001), Premio del Instituto de Estudios Fiscales (2001), Premio Círculo de Empresarios junto a José Manuel González Páramo (2002), y Finalista de los Premios CajaMadrid de Investigación Social (2009). Actualmente es vocal asesora del IEF, donde realizó el máster en Hacienda Pública y Análisis Económico. Ha colaborado en tareas docentes e investigadoras en la Universidad de York, Instituto de Empresa o Fundación Europea Sociedad y Educación, entre otros. Su investigación se centra en economía pública: evaluación de políticas públicas, microsimulación de reformas fiscales, medición de la desigualdad y pobreza, etcétera.

BÁRCENA-MARTÍN, Elena. Es profesora titular de la Universidad de Málaga. Hizo un máster en Econometría y Economía Matemática en la London School of Economics y es doctora en Economía por la Universidad de Málaga. Sus líneas de investigación son: pobreza, desigualdad, privación, distribución de la renta, dinámica de rentas y pobreza, género. Ha publicado, entre otras revistas, en *Journal of Economic Inequality*, *Journal of Public Economic Theory*, *Social Indicators Research*, *Investigaciones Económicas*, *Hacienda Pública Española* y *Feminist Economics*.

CANTÓ, Olga. Es licenciada en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Alcalá y doctora en Economía por el Instituto Universitario Europeo de Florencia. Actualmente es profesora de Teoría Económica de la Universidad de Alcalá y ha sido profesora en la Universidad de Vigo e investigadora del Instituto de Estudios Fiscales. Sus intereses de investigación en los últimos años se han centrado en el análisis de la distribución de la renta y la riqueza, la dinámica de la renta familiar, la pobreza infantil y el mercado de trabajo en sus efectos sobre las condiciones de vida de las familias. Recientemente ha incorporado a sus temas de interés el análisis del impacto distributivo de las políticas públicas utilizando herramientas de microsimulación. Sus trabajos han sido publicados en revistas y otras publicaciones de ámbito tanto nacional como internacional.

CASTAÑER-CARRASCO, Juan Manuel. Es licenciado en Ciencias Económicas por la Universidad de Alcalá. Tiene más de veinte años de experiencia profesional en el cálculo de los efectos de reformas tributarias. Ha estado vinculado profesionalmente con la Fundación de las Cajas de Ahorros (Funcas) y el Ministerio de Hacienda. En la actualidad está destinado en la Dirección General de Tributos de la Comunidad de Madrid, donde presta sus servicios como técnico asesor en materia de previsiones de recaudación de las principales figuras tributarias: IVA, IRPF e Impuestos Especiales. Ha desempeñado tareas docentes como profesor de Econometría en el Centro de Estudios Universitarios.

CERVINI-PLÁ, María. Obtuvo su doctorado en el Departament d'Economia Aplicada de la Universidad Autònoma de Barcelona

con la tesis titulada *Essays on dynamics of earnings in Spain* (2009). Desde 2010 es profesora visitante del Departamento de Economía de la Universidad de Girona. Asimismo es miembro de EQUALITAS, GREC y GREMIR. Sus principales intereses de investigación son la dinámica de los ingresos y salarios, la movilidad intra e intergeneracional. En la actualidad está trabajando el grado de emparejamiento selectivo en indicadores de salud, el rol de la formación de parejas en la movilidad intergeneracional, la relación entre la volatilidad de los salarios y el ciclo económico y la brecha salarial de los discapacitados.

DAVIA RODRÍGUEZ, María Ángeles. Profesora titular de Economía Aplicada en la Universidad de Castilla-La Mancha (UCLM), es licenciada en Economía en la UCLM y doctora en la Universidad de Alcalá. Sus investigaciones en Economía Laboral se han centrado, entre otros temas, en la inserción laboral de los jóvenes en España y en la Unión Europea y las consecuencias de esta inserción, tales como la pobreza en la juventud. Las investigaciones en las que ha participado han sido publicadas en obras colectivas así como en revistas especializadas.

GARCÍA SERRANO, Carlos. Es licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales y doctor en Ciencias Económicas por la Universidad de Alcalá. Ocupa una plaza de profesor titular en el Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica de la Universidad de Alcalá. Sus líneas de investigación se centran en diversos aspectos relacionados con el mercado de trabajo, la movilidad laboral, el empleo temporal, la formación en el trabajo, el desempleo y la pobreza y la exclusión social. Ha participado en numerosos proyectos de investigación y ha publicado artículos en revistas especializadas nacionales e internacionales, así como diversos libros y capítulos de libros.

LABEAGA, José María. Es licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad de Zaragoza y doctor en Economía por la Universidad Autónoma de Barcelona. Es catedrático de Fundamentos del Análisis Económico en la UNED e investigador afiliado de UNU-MERIT de la Universidad de Maastricht. Entre 2008 y 2012 fue director general del Instituto de Estudios Fiscales y previamente trabajó en la Fundación de Estudios de Economía Aplicada donde dirigía la Cátedra FEDEA-BBVA de Nuevos Consumidores. Las áreas en las que ha desarrollado su investigación incluyen el análisis del comportamiento de los individuos en decisiones de consumo y oferta de trabajo, así como en la simulación y evaluación de los efectos de políticas públicas. Ha sido miembro del comité científico o del comité asesor de *Investigaciones Económicas*, *Revista de Economía Aplicada* y *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*. Actualmente es miembro del comité científico de *Cuadernos de Información Comercial Española*, *Cuadernos Aragoneses de Economía* y editor de *ISRN Economics*. Ha publicado los resultados de sus investigaciones en revistas internacionales, como *Journal of Econometrics*, *Journal of Applied Econometrics*, *Economic Journal*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *Health Economics*, *Empirical Economics* o *Journal of Economic Inequality*, y nacionales, como *Investigaciones Económicas*, *Revista Española de Economía*, *Revista de Economía Aplicada*, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública* o PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA.

LEGAZPE MORALEJA, Nuria. Profesora ayudante en el Departamento de Economía Española e Internacional, Econometría e His-

toria e Instituciones Económicas de la Universidad de Castilla-La Mancha (UCLM). Licenciada y doctora por la UCLM, por el programa Economía Internacional y Relaciones Laborales. Sus principales líneas de investigación abarcan estudios microeconómicos en los ámbitos de economía laboral y de la familia, en especial en la participación laboral de las mujeres y las decisiones de fecundidad.

MARTÍNEZ ÁLVAREZ, José Antonio. Director general del Instituto de Estudios Fiscales (MINHAP). Profesor titular de Economía Aplicada en la UNED, donde dirige y es profesor entre otros de: Máster Universitario de la UE, Máster Oficial de investigación en Mercados e Instrumentos Financieros, Curso de Experto Universitario «El Dinero y la Banca». También dirige el CEMAV (Centro de Medios Audiovisuales) y la Televisión Educativa de la UNED. Consejero permanente del Consejo Superior de Estadística (INE, MINECO). Es director de la revista *Crónica Tributaria* y *Crónica Presupuestaria*, así como consejero editor de la revista *Presupuesto y Gasto Público*. Consejero económico y economista jefe del IAAE (Instituto de Altos Estudios Europeos). Sus especialidades académicas son la política fiscal y presupuestaria, los mercados financieros, la banca y la política económica española. Ha escrito manuales para cursos específicos, así como artículos científicos y de divulgación, habiendo sido investigador en varios proyectos financiados por diversas entidades públicas y privadas.

MARX, Ivo. Es licenciado en Economía y en Ciencias Políticas y Sociales. Es profesor asociado de la Universidad de Amberes y profesor invitado de School of Governance de la Universidad de Maastricht. Estuvo involucrado en la Red Europea de Investigación de Salarios Bajos (LoWER). Actualmente pertenece a la Red de Excelencia EQUALSOC y coordina los Indicadores de Renta Mínima de Protección (MIPI) y el grupo de trabajo conjunto de políticas dentro del Proyecto FP7 GINI. Su principal interés es el cambio del mercado de trabajo en relación con la distribución de los ingresos, con un enfoque particular en la pobreza. Ha publicado extensamente (libros y artículos) sobre el tema de la pobreza en el trabajo y protección del ingreso mínimo. Un interés más reciente es la posición en el mercado laboral de los inmigrantes.

MIQUEL BURGOS, Ana Belén. Es colaboradora de la Unidad de Apoyo a la Dirección General del IEF. Es profesora del Máster Universitario en Unión Europea, del curso de Experto Universitario «El Dinero y la Banca» y profesora tutora en la UNED de las asignaturas Economía Política y Hacienda Pública. Miembro permanente de la comisión de seguimiento del Proyecto «Aula José Barea». Sus especialidades académicas son el sector público y la política fiscal, en particular sobre el papel de la economía pública en los mercados eficientes y la incidencia de los sistemas de pensiones en la política económica española. Ha sido ponente en cursos de verano y conferencias y escritora de artículos científicos, colaborando además en la elaboración de algunos libros y manuales.

MORO-EGIDO, Ana I. Es profesora titular de la Universidad de Granada. Es licenciada en Economía por la Universidad de Salamanca y doctora en Economía por la Universidad de Alicante. Sus líneas de investigación son macroeconomía, economía laboral y economía de la familia. Ha publicado, entre otras revistas, en *Journal of Econometrics*, *Economics of Education review*, *Social Indicators Research* y *Feminist Economics*.

NOLAN, Brian. Es director de la Facultad de Ciencias Sociales (University College Dublin, UCD) desde septiembre de 2011.

Llegó a la Facultad de Ciencias Sociales Aplicadas en 2007 como profesor de Política Pública. Anteriormente trabajó en el Economic and Social Research Institute, donde fue jefe de la división de Investigación de Política Social, y en el Banco Central de Irlanda. Es graduado del UCD y tiene un doctorado en Economía en la London School of Economics. Es miembro de la Real Academia Irlandesa, y ha sido presidente de la Asociación Irlandesa Económica 2010-2012. Ha participado en una serie de redes de investigación en colaboración y proyectos, y actualmente es coordinador de investigación del proyecto financiado por el 7PM GINI de la UE programa, centrado en los impactos económicos, sociales y políticos de las crecientes desigualdades.

PÉREZ MAYO, Jesús. Es doctor en Ciencias Económicas y Empresariales y actualmente es profesor titular de Economía Aplicada de la Universidad de Extremadura. Desarrolla su investigación en el ámbito de la pobreza, el bienestar, la exclusión social y la privación multidimensional. Ha publicado varios artículos en revistas nacionales e internacionales y ha participado en diversos proyectos de investigación centrados en estas cuestiones, financiados por el Ministerio de Ciencia e Innovación, la Junta de Extremadura, el Instituto de Estudios Fiscales o la Fundación FOESSA.

PERMANYER, Iñaki. Es investigador Juan de la Cierva en el Centre d'Estudis Demogràfics. Previamente, trabajó en la Universidad de Cornell durante el periodo 2008-2010 como visitante Fulbright, en el Instituto de Análisis Económico (IAE-CSIC) entre 2007 y 2008 y en el Departamento de Economía e Historia Económica de la Universidad Autónoma de Barcelona entre 1999 y 2008. Sus intereses de investigación están relacionados con la medición de fenómenos socioeconómicos, incluyendo, entre otros, la desigualdad de género, la pobreza, el desarrollo humano, la desigualdad económica y la polarización socioeconómica.

RAMOS, Xavier. Es profesor titular del Departament d'Economia Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona. Es miembro del consejo editorial de la revista *Journal of Economic Inequality* desde su inicio en 2003 y Book Review Editor de la misma revista desde 2009. Es Research Fellow de IZA desde 2005, miembro fundador de los grupos de investigación EQUALITAS y GREMIR, y tesoro de la Society for the Study of Economic Inequality desde 2011. Sus principales intereses de investigación son la igualdad de oportunidades y la movilidad intergeneracional, el estudio del gusto por la igualdad de los individuos y los factores que lo determinan.

ROCA-SAGALÉS, Oriol. Licenciado (1991) y doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Autónoma de Barcelona (1996). En la actualidad es profesor titular del Departament d'Economia Aplicada de la UAB. Ha sido Visiting Scholar en la Universidad de California-San Diego, The College of William y Mary, así como en el Robert Schuman Centre for Advanced Studies del Instituto Europeo de Florencia. Entre otras revistas ha publicado en *Journal of Urban Economics*, *Economic Modelling*, y *Environmental and Planning C: Government and Policy*.

ROMERO-JORDÁN, Desiderio. Profesor titular de la Universidad Rey Juan Carlos. Se doctoró en Economía en la Universidad Complutense de Madrid en 1999. Su tesis, que analiza la eficacia del crédito fiscal a la inversión en el Impuesto de Sociedades, obtuvo el Premio Nacional de Investigación en Tesis Doctorales en Economía Pública del Instituto de Estudios Fiscales. En sen-

tido amplio, su actividad investigadora se orienta a la evaluación de reformas fiscales participando en la construcción de varios simuladores de IRPF e impuestos indirectos, desarrollados tanto en el seno del Instituto de Estudios Fiscales como de Funcas.

SALA LORDA, Héctor. Doctor en Ciencias Económicas y Empresariales por la Universidad Autónoma de Barcelona (2000). Máster por la Universidad de Londres (1997). En la actualidad es profesor titular del Departament d'Economia Aplicada de la UAB e investigador afiliado del Institut for the Study of Labor (IZA). Sus líneas de investigación se desarrollan en los campos de la macroeconomía y de la economía laboral. Ha publicado, entre otras revistas, en *The Scandinavian Journal of Economics*, *Journal of Macroeconomics*, *Journal of Productivity Analysis*, *Cambridge Journal of Economics*, y *Journal of Economic Surveys*.

SANZ-SANZ, José Félix. Catedrático de Economía Aplicada (Universidad Complutense de Madrid). Licenciado y doctor en Ciencias Económicas por la UCM. MSc. in Economics por la Universidad de York, RU. Premio Ramón Trías Fargas (1995), concedido por la Universidad de Barcelona y el Banco de España, y premio Joven Economía 99, otorgado por la Fundación General de la UCM. En 1998 obtuvo también uno de los Young Scholars Awards concedido por el International Institute of Public Finance (IIPF). Ha sido Visiting Scholar en varios centros académicos extranjeros: Universidad de York (RU) entre septiembre de 1995 y octubre de 1996, en la Andrew Young School of Policy Studies de Georgia State University (USA) entre septiembre de 2004 y febrero de 2005, y en la Universidad de Melbourne (Australia) desde abril de 2008 a mayo de 2009. Desde febrero de 2008 a febrero de 2012 fue editor asociado de la revista *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*. Actualmente pertenece a los consejos editoriales de las revistas *e-pública*, *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública* y *Spanish Economic and Financial Outlook*. Ha trabajado como consultor independiente para la Comisión Europea, la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) de la Organización de Naciones Unidas (ONU) y el Instituto Centroamericano de Estudios Fiscales (ICEFI), del que es miembro de su consejo asesor desde 2005. También ha asesorado en temas tributarios a distintos gobiernos centroamericanos. Su interés académico se centra en el análisis económico de la reforma de los sistemas fiscales y más particularmente en el estudio del impacto de los impuestos en el comportamiento de los agentes económicos. Es autor/coautor de 22 libros y de más de 50 artículos publicados en revistas como *Public Finance Review*, *Fiscal Studies*, *Journal of Economic Inequality*, *Education Economics*, *Economics Letters*, *Applied Economics Letters*, *Australian Tax Forum*, *Economic Modelling*, *Hacienda Pública/Revista de Economía Pública*, *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, *Revista de Economía Aplicada* o *Información Comercial Española*. Entre 2000 y 2004 fue subdirector general de Estudios Tributarios del Instituto de Estudios Fiscales. Desde marzo de 2005 es coordinador del área de Investigación de la Fundación de las Cajas de Ahorros (Funcas). Desde octubre de 2011 es director de la Dirección de Estudios Tributarios de Funcas.

TREVIÑO, Rocío. Es investigadora del Centre d'Estudis Demogràfics de la Universidad Autónoma de Barcelona desde 1989. Ha trabajado sobre todo en temas relacionados con las nuevas dinámicas demográficas en relación a la familia y a la desigualdad de género

PUBLICACIONES DE LA FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

Últimos números publicados:

PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA

- N.º 132. La empresa en España
N.º 133. Crisis y reformas de la economía española
N.º 134. El sector energético español

PERSPECTIVAS DEL SISTEMA FINANCIERO

- N.º 105. La crisis de la deuda soberana
N.º 106. El futuro de las cajas de ahorros

PANORAMA SOCIAL

- N.º 15. Generaciones y relaciones intergeneracionales
N.º 16. Imagen y presencia exterior de España

CUADERNOS DE INFORMACIÓN ECONÓMICA

- N.º 231. El camino hacia la consolidación fiscal
N.º 232. El problema de la financiación de las pymes

SPANISH ECONOMIC AND FINANCIAL OUTLOOK

- Vol. 1, N.º 4 (2012). Implementing the Hou: Spain's «Bad Bank»
Vol. 2, N.º 1 (2013). Unlocking Spain's SJE financing channels

PRECIO DE LAS PUBLICACIONES

AÑO 2013

Publicación	Suscripción			Números sueltos	
	Suscripción anual	Edición papel €	Edición digital €	Edición papel €	Edición digital €
Papeles de Economía Española	4 números	55	30	17	12
Cuadernos de Información Económica	6 números	66	46	13	9
Panorama Social	2 números	25	17	14	9
Libros				15	10
Estudios				13	9

Spanish Economic and Financial Outlook/Distribución digital gratuita: www.funcas.es/publicaciones

Los precios incluyen el IVA. No incluyen los gastos de envío.

SUSCRIPCIÓN Y PEDIDOS

INTERNET: <http://www.funcas.es/Publicaciones/Compras/>

E-MAIL: suscrip@funcas.es

