

# TRES APROXIMACIONES A LA DESIGUALDAD SOCIAL EN ESPAÑA: RENTAS DISPONIBLES, RENTAS AMPLIADAS Y OCUPACIONES

Eduardo Bandrés Juan Carlos Rodríguez Julio Carabaña







# TRES APROXIMACIONES A LA DESIGUALDAD SOCIAL EN ESPAÑA: RENTAS DISPONIBLES, RENTAS AMPLIADAS Y OCUPACIONES

Eduardo Bandrés Juan Carlos Rodríguez Julio Carabaña



## **Funcas**

### PATRONATO

ISIDRO FAINÉ CASAS
JOSÉ MARÍA MÉNDEZ ÁLVAREZ-CEDRÓN
FERNANDO CONLLEDO LANTERO
ANTÓN JOSEBA ARRIOLA BONETA
MANUEL AZUAGA MORENO
CARLOS EGEA KRAUEL
MIGUEL ÁNGEL ESCOTET ÁLVAREZ
AMADO FRANCO LAHOZ
PEDRO ANTONIO MERINO GARCÍA
ANTONIO PULIDO GUTIÉRREZ
VICTORIO VALLE SÁNCHEZ

# **DIRECTOR GENERAL**

Carlos Ocaña Pérez de Tudela

Impreso en España Edita: Funcas

Caballero de Gracia, 28, 28013 - Madrid

© Funcas

Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación, así como la edición de su contenido por medio de cualquier proceso reprográfico o fónico, electrónico o mecánico, especialmente imprenta, fotocopia, microfilm, offset o mimeógrafo, sin la previa autorización escrita del editor.

ISBN: 978-84-17609-68-9 Depósito legal: M-26218-2023

Maquetación: Funcas Imprime: Cecabank

PRESENTACIÓN		
CAPÍTULO 1.	DESIGUALDAD, MERCADO DE TRABAJO Y REDISTRIBUCIÓN Eduardo Bandrés Moliné	15
	1.1. Desigualdad de rentas en la Gran Recesión y tras la recuperación: análisis por grupos de edad	18
	1.2. Impacto del sistema de impuestos y transferencias sobre la desigualdad	22
	1.3. Mercado de trabajo y desigualdad	27
	1.4. Desigualdad y pobreza: adónde dirigir el foco	29
	1.5. Una nota sobre la desigualdad en el primer año de pandemia	34
	1.6. Conclusiones	37
	Referencias	39
CAPÍTULO 2.	DESIGUALDADES ECONÓMICAS EN ESPAÑA (Y EN EUROPA): UNA VISIÓN DE CONJUNTO Juan Carlos Rodríguez	
	2.1. Introducción	43
	2.2. Desigualdades de renta o ingresos monetarios	45
	2.3. Desigualdades en el gasto o el consumo	60
	2.4. Desigualdades de riqueza	69
	2.5. Ensanchando el foco: las desigualdades en rentas extendidas	77
	2.5.1. Rentas ampliadas con servicios públicos	77
	2.5.2. Rentas ampliadas con rentas de la propiedad	84
	2.5.3. Rentas ampliadas con el trabajo doméstico	90
	2.6. La problemática de la desigualdad de oportunidades	92
	2.7. Conclusiones	111
	Referencias bibliográficas y fuentes de datos	120

CAPÍTULO 3.	MÁS ESTUDIOS, MENORES INGRESOS, MEJORES PROFESIONES: EL <i>ASCENSOR SOCIAL</i> SE HA SEGUIDO ACELERANDO EN ESPAÑA ENTRE 2005 Y 2019 Julio Carabaña			
	3.1. Introducción	127		
	3.2. Vivir peor en términos económicos: jóvenes con menores ingresos laborales	129		
	3.3. La movilidad profesional de los jóvenes de 26 a 35 años en 2005 y 2019	134		
	3.3.1. Métodos, datos y variables	134		
	3.3.2. Profesiones mejores ¿y más desiguales?	137		
	3.3.3. ¿Peores profesiones con el mismo nivel de estudios?	141		
	3.3.4. ¿Movilidad profesional en decadencia?	144		
	3.3.4.1. Movilidad particular absoluta	146		
	3.3.4.2. Movilidad particular relativa: apertura e igualdad	154		
	3.3.4.3. Movilidad global relativa	158		
	3.3.4.4. Movilidad global absoluta	162		
	3.4. Resumen y esbozo de discusión	163		
	Referencias	166		

# **PRESENTACIÓN**

El aumento de la desigualdad social se considera a menudo uno de los grandes males de nuestro tiempo. A él se atribuye, entre otras consecuencias, el debilitamiento de la cohesión de las sociedades, con el consiguiente deterioro de las comunidades políticas y los sistemas de gobierno de las democracias occidentales, tanto de las que lideraron lo que el economista francés Jean Fourastié denominó el periodo de *les trentes glorieuses* (1945-1973), como de las que siguieron esa senda de desarrollo de la economía social de mercado y fortalecimiento de los estados de bienestar cuando, en los años setenta, transitaron hacia regímenes democráticos.

El argumento según el cual en las últimas décadas se ha agudizado la desigualdad en la sociedad y se ha truncado la movilidad social ascendente ha calado en la opinión pública española. Suele aparecer ligado al que considera ingenua o engañosa la reivindicación de la igualdad de oportunidades y de la meritocracia, resaltando la importancia del esfuerzo y la responsabilidad individuales como expedientes para la consecución de los objetivos profesionales y la mejora de los ingresos. Estos argumentos críticos tanto con la evolución de la igualdad social. como con quienes centran la atención en la igualdad de oportunidades encuentran respaldo en diversas investigaciones de expertos en economía y sociología publicadas en los últimos años; investigaciones que refuerzan la sensación generalizada de que los fundamentos del bienestar social se degradan, de que cada nueva crisis -la financiera que provocó la Gran Recesión, la de la pandemia por COVID-19, la inflacionaria, agravada por la invasión rusa de Ucrania, por citar las tres más significativas en lo que va de siglo- genera más desigualdad y acelera la deriva hacia un mundo peor del que hemos conocido los que hoy día habitamos en las sociedades más avanzadas.

La propagación de esta suerte de desesperanza social es un motivo de preocupación y alerta para Funcas, que, como centro de análisis económicos y sociales, promueve investigaciones para conocer la realidad socioeconómica teniendo muy en cuenta tanto su complejidad como las diferentes aproximaciones posibles a ella. Desde esta posición, en 2022 encargamos a tres expertos, un economista –Eduardo Bandrés– y dos sociólogos –Julio Carabaña y Juan Carlos Rodríguez–, sendos estudios sobre la desigualdad social en España. El resultado queda recogido en este libro, en el que la desigualdad social se examina centrando el foco en las rentas monetarias disponibles, las rentas ampliadas y las ocupaciones, respectivamente.

Eduardo Bandrés constata en "Desigualdad, mercado de trabajo y redistribución" que la desigualdad de la renta disponible en el conjunto de la sociedad española está determinada por la que se produce en el colectivo de personas en edad de trabajar, en concreto, por las tasas de actividad y ocupación, por la intensidad laboral y la dispersión salarial de esa población. Pone asimismo de relieve que el esfuerzo redistributivo público (transferencias e impuestos sobre los hogares) y su contribución a la reducción de la desigualdad de la renta de mercado se hallan en un nivel medio en comparación con los países avanzados de la OCDE. Asimismo, Bandrés llama la atención sobre una evidencia: España no presenta una concentración de la renta mayor que la media europea en los percentiles superiores de renta, sino un menor peso de la renta en los tramos inferiores; es en ese extremo de la distribución (compuesto, sobre todo, por inactivos, parados de larga duración, ocupados con baja intensidad laboral y, en menor medida, jubilados con pensiones no contributivas o asistenciales) donde se concentran los afectados por la pobreza, y es en esos dos primeros deciles de ingresos donde deben actuar singularmente las políticas públicas que se propongan reducir la desigualdad social.

Por su parte, Juan Carlos Rodríguez, en su estudio titulado "Desigualdades económicas en España (y en Europa): una visión de conjunto", sitúa el caso español en perspectiva comparada e identifica en las altas tasas de paro y el predominio de las prestaciones sociales contributivas sobre las no contributivas (como las familiares) las causas principales del nivel relativamente elevado que arroja el índice de Gini español; un índice que, desde principios del siglo XX, se ha acompasado al ciclo económico, con tendencia a aumentar en las fases recesivas y a disminuir en las expansivas. Sin embargo, Rodríguez defiende que una comparación internacional de la desigualdad social debería considerar, además de las desigualdades de renta monetaria, las desigualdades de consumo y las de riqueza neta -en particular, las referidas a la posesión de activos reales, como la vivienda principal-, así como también las desigualdades en el acceso a servicios públicos (como la sanidad o la educación) e, incluso, en la producción doméstica de cuidados. Obviamente, este concepto de renta ampliada complica la medición de la desigualdad social, pero la acerca más a la realidad. Lo cierto es que, medida así, los niveles de desigualdad se reducen en todos los países de la Unión Europea de los 15. En el caso español, el índice de Gini desciende entre 6 y 8 puntos, dependiendo de la estimación; una reducción muy apreciable en términos comparados europeos, aun cuando no altere la posición española en las clasificaciones de mayor a menor desigualdad.

Finalmente, **Julio Carabaña** aborda el análisis de la desigualdad social atendiendo a las ocupaciones (en lugar de a la renta disponible). En el texto que lleva por título "Más estudios, menores ingresos, mejores profesiones: el ascensor social se ha seguido acelerando en España entre 2005 y 2019" compara a los jóvenes en tránsito a la edad adulta (de 26 a 35 años) en 2005 y 2019, para averiguar si el segundo grupo (es decir, el de aquellos que en 2019 tenían entre 26 y 35 años) ha empeorado su posición social respecto a la de sus padres, como induciría a pensar el discurso dominante. Más allá de que el

aumento de las profesiones no manuales implica una mejora global de las profesiones de los jóvenes respecto de las de sus padres, la comparación de las profesiones de los hijos e hijas con las de sus respectivos padres, a igualdad de nivel de estudios, permite descartar una devaluación de los títulos en términos profesionales; es decir, los jóvenes no han tenido que conseguir titulaciones académicas más altas para alcanzar el nivel profesional de sus padres. Especialmente significativo ha resultado el avance en las ocupaciones de las hijas respecto de las de sus padres; no solo acceden a mejores profesiones que ellos, sino que la distancia entre las ocupaciones de ellas y las de sus progenitores se ha incrementado considerablemente entre 2005 y 2019. Con pocas excepciones, los resultados desmienten las conjeturas sobre el fin de la movilidad social y las "averías", de un tipo u otro, en el ascensor social.

En definitiva, los hallazgos de Bandrés, Rodríguez y Carabaña ponen de manifiesto que la desigualdad social es un tema muy complicado que se sustrae a conclusiones lapidarias y eslóganes fáciles, y requiere análisis cuidadosos y matizados. El debate sigue abierto, sin que ello pueda justificar la inacción en el ámbito político, ya que la evidencia disponible coloca a España en una posición claramente mejorable en cuestión de desigualdad social. El buen diseño de políticas redistributivas y predistributivas exige conocer lo mejor posible la realidad que se pretende mejorar. A ello se ha propuesto contribuir Funcas con esta publicación.

Carlos Ocaña y Elisa Chuliá

**Funcas** 

# DESIGUALDAD, MERCADO DE TRABAJO Y REDISTRIBUCIÓN

Eduardo Bandrés Moliné

Desde mediados de los años ochenta del siglo pasado y durante los tres decenios siguientes la desigualdad aumentó en la mayor parte de países avanzados, rompiendo así la tendencia decreciente que se había iniciado en los años posteriores a la Segunda Guerra Mundial. El coeficiente de Gini –el indicador más habitual para medir la desigualdad de rentas– creció con especial intensidad en países como Suecia, Estados Unidos, Finlandia o Reino Unido; también lo hizo, aunque en menor medida, en Francia, Alemania o Italia; y solo en unos pocos, como Bélgica o Países Bajos, se mantuvo constante (Bourguignon, 2017).

En España, en cambio, el desarrollo más tardío del estado de bienestar retrasó algunos decenios la aplicación de un sistema de impuestos y prestaciones con una capacidad redistributiva equiparable al resto de países de Europa occidental. En consecuencia, la desigualdad se redujo entre mediados de los años setenta y los años noventa del siglo pasado, estabilizándose posteriormente hasta la llegada de la crisis financiera y la Gran Recesión, que terminó situando a España entre los países con mayor desigualdad de la Unión Europea (Rodríguez, 2023).

Este trabajo arranca con un examen de la evolución de la desigualdad de rentas en España desde 2007, justo antes del comienzo de la crisis financiera internacional, hasta 2019, el año anterior al inicio de la crisis pandémica. A tal efecto, el trabajo adopta una doble perspectiva. Por una parte, se establece una separación entre la población en edad de trabajar y la población de 65 años y más, habida cuenta de las enormes diferencias en las fuentes de ingresos de ambos colectivos, muy determinadas en el segundo caso por las pensiones públicas. Y por otra, se analiza la desigualdad con tres definiciones de renta: la renta de mercado, formada básicamente por los ingresos procedentes del trabajo y del capital; la renta bruta, resultante de sumar a la anterior las prestaciones sociales monetarias; y la renta disponible, una vez que se deducen de la renta bruta los impuestos y cotizaciones sociales a cargo de los hogares. Así puede advertirse qué parte de la desigualdad en la renta disponible (la mejor de las tres como aproximación al bienestar material) tiene su origen en la desigualdad de ingresos por salarios, rentas del capital o rentas mixtas, y cuál es la función redistributiva que desempeñan las transferencias públicas y los impuestos como mecanismo de amortiguación de la desigualdad que se produce en el mercado.

Como veremos, los factores relacionados con el empleo resultan determinantes del nivel y evolución de la desigualdad entre la población en edad de trabajar, pero si tenemos que poner el foco en el espacio socialmente más problemático, habrá que orientarlo a los dos primeros deciles, que es donde se concentra la población en riesgo de pobreza. Más concretamente, es en la distancia entre la mediana de la distribución y el primer decil donde se manifiestan en mayor medida las oscilaciones de los indicadores de desigualdad a lo largo de los últimos años, de manera mucho más intensa que en la distancia entre la mediana y los deciles superiores.

Finalmente, si bien el examen de la desigualdad que aquí se presenta toma como referencia final el año 2019 –para realizar comparaciones homogéneas en el tiempo y evitar la excepcionalidad que supuso la crisis derivada de la emergencia sanitaria—, lo acontecido en relación con la desigualdad en el año 2020 merece un análisis aparte. Porque es justamente en ese contexto cuando se visualiza con mayor claridad cómo se agrava la desigualdad de la renta de mercado –con una economía prácticamente paralizada a lo largo del año— y cómo los mecanismos redistributivos del sector público corrigen la mayor parte de esa desigualdad, si bien con brechas de pobreza persistentes entre los colectivos más vulnerables.

# 1.1. DESIGUALDAD DE RENTAS EN LA GRAN RECESIÓN Y TRAS LA RECUPERACIÓN: ANÁLISIS POR GRUPOS DE EDAD

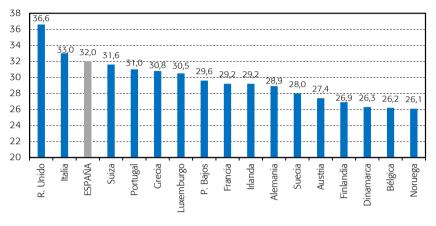
Los datos sobre desigualdad antes de la crisis provocada por la pandemia del COVID-19 situaban a España en la tercera posición de una muestra de diecisiete países europeos integrada por los que formaban parte de la UE-15 (incluido Reino Unido), más Noruega y Suiza. La muestra elegida incluye países con estructuras económicas y sociales similares, de forma que las comparaciones realizadas tienen una base bastante más homogénea que si tomásemos referencias geográficas más amplias. El *ranking* de desigualdad lo encabezaban Reino Unido, los cuatro países del sur del continente –Italia, España, Portugal y Grecia– y Suiza (gráfico 1). Esta era, por tanto, la situación de llegada, a la altura del año 2019: un valor del índice de Gini de 32,0 puntos¹.

La crisis financiera internacional y la Gran Recesión rompieron la relativa estabilidad en la que se había situado la desigualdad de rentas en España –en todo caso, superior a la media europea–, y lo hicieron con especial virulencia, a juzgar por los resultados comparativos con otros países de nuestro entorno². Entre

¹ Tomando como referencia los países avanzados de la OCDE, se observan también índices de desigualdad mayores que el de España en Estados Unidos, Australia, Nueva Zelanda, Japón y Corea, así como en otros cuatro países europeos no incluidos en la UE-15: Bulgaria, Lituania, Letonia y Rumanía.

Sobre las causas del aumento de la desigualdad en los países avanzados y de las diferencias entre ellos, véase Andrés y Doménech (2020), cap. 3. Sobre las relaciones entre desigualdad, malestar y populismo, acentuadas durante los años de la Gran Recesión, véase Bandrés (2017) y Arias y Costas (2021).

Gráfico 1
DESIGUALDAD DE LA RENTA DISPONIBLE EN UNA MUESTRA DE PAÍSES
EUROPEOS, 2019
(ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE)



Fuente: OCDE.

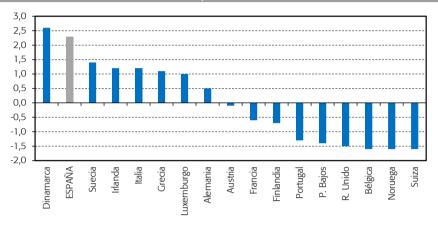
2007 y 2013 el índice de Gini de la renta disponible aumentó 2,3 puntos. En la muestra seleccionada, solo Dinamarca sufrió un aumento de la desigualdad mayor que España; en otros ocho países la desigualdad disminuyó, y en uno más apenas varió (gráfico 2). Ahora bien, con la recuperación posterior, España junto con Portugal, Grecia e Irlanda experimentaron una mayor reducción entre 2013 y 2019 (2,6 puntos en el caso de España), mientras que la desigualdad aumentaba en Países Bajos, Escandinavia y Suiza (gráfico 3). En conjunto, por tanto, el ciclo 2007-2019 se cierra en España con cifras de desigualdad muy similares a las de antes de la crisis, pero dejando tras de sí cicatrices importantes en el nivel de vida de numerosas familias durante esos doce años.

La medición agregada de la desigualdad para el conjunto de la población no permite diagnosticar con precisión dónde se encuentran sus raíces y cuáles son las características de su reciente evolución. Para profundizar mejor en el análisis, resulta de gran utilidad poner el foco en la población de 18 y más años, que es la que tiene la capacidad de generar ingresos en los hogares, para lo cual la dividimos en dos grandes grupos: entre 18 y 64 años y, por tanto, en edad de trabajar, y de 65 años y más, integrado mayoritariamente por jubilados.

El primer indicador representativo de lo sucedido durante la Gran Recesión y los años posteriores de recuperación en estos dos colectivos es la renta media por persona equivalente. Una vez deflactada para convertirla en términos reales (en euros de 2021), se observa que, entre los mayores de 65 años, para quienes las

Gráfico 2

DESIGUALDAD DE LA RENTA DISPONIBLE EN UNA MUESTRA DE PAÍSES EUROPEOS, 2007-2013 (VARIACIÓN DEL ÍNDICE DE GINI)

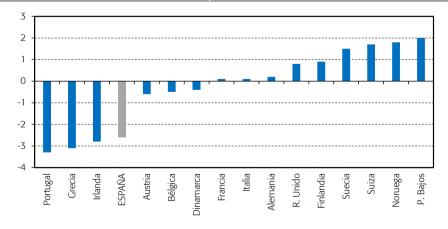


Fuente: Elaboración con datos de Eurostat.

Oráfico 3

DESIGUALDAD DE LA RENTA DISPONIBLE EN UNA MUESTRA DE PAÍSES EUROPEOS, 2013-2019

(VARIACIÓN DEL ÍNDICE DE GINI)

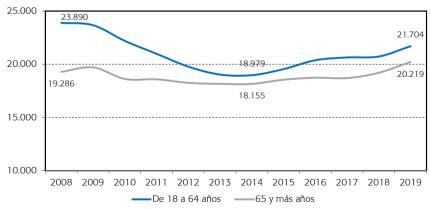


Fuente: Elaboración con datos de Eurostat.

pensiones públicas constituyen la base principal –y en muchos casos exclusiva– de ingresos, la renta media pasó de 19.286 euros en 2008 a 18.155 euros en 2014, el año en que alcanza su mínimo, es decir, con un descenso del 5,9 %. En cambio, entre las personas de 18 a 65 años, la renta media real cayó desde 23.890 euros en 2008 hasta 18.979 en 2014, es decir, un 20,6 %. Por tanto, el impacto negativo de la crisis sobre la renta se focalizó en las personas en edad de trabajar, mientras que los jubilados se vieron protegidos por el efecto determinante del sistema público de pensiones sobre sus ingresos (gráfico 4). A su vez, en los años de la recuperación, la renta media real de las personas de 65 y más años creció hasta los 20.219 euros por persona equivalente (un 11,4 %), mientras que la de las personas entre 18 y 65 años alcanzó los 21.704 euros (un aumento del 14,4 %). El resultado final es que, mientras en 2008 la renta media de los mayores era un 80,7 % de la renta media de los adultos entre 18 y 65 años, en 2019 ese porcentaje había ascendido al 93,2 %.

La excepcional caída de rentas provocada por la Gran Recesión se vio acompañada de un aumento de la desigualdad en el colectivo de personas en edad de trabajar, justo al contrario de lo que sucedió entre los mayores de 65 años. Así, la diferencia en el índice de Gini entre los dos grupos, que en 2007 era apenas de 1 punto, se ensanchó hasta un máximo de 6,2 puntos en 2014, iniciándose con el proceso de recuperación económica una doble trayectoria de convergencia, con un descenso de la desigualdad entre las personas de 18 a 64 años y un ligero aumento entre los mayores de esa edad (gráfico 5). Pero si algo se aprecia con claridad es que la desigualdad total entre las personas de 18 y más años está estrechamente

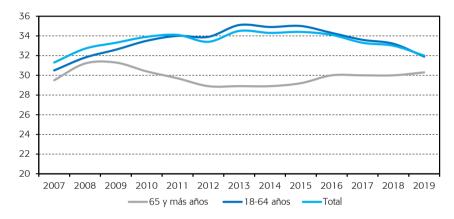




Fuentes: Elaboración con datos de la OCDE y del INE.

asociada a la desigualdad en el colectivo de 18 a 64 años, entre otras razones porque estos representaban entre el 82 % y el 78 % del total, en 2007 y 2019 respectivamente.





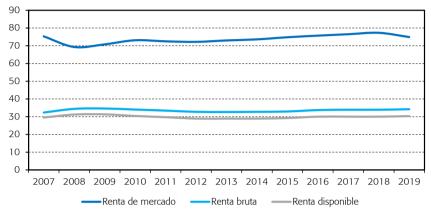
Fuente: Elaboración con datos de la OCDE.

# ■ 1.2. IMPACTO DEL SISTEMA DE IMPUESTOS Y TRANSFERENCIAS SOBRE LA DESIGUALDAD

La renta disponible es el resultado de sumar a la renta de mercado (salarios, rentas del capital y rentas mixtas) las prestaciones sociales monetarias, lo que da lugar a la renta bruta, y restar los impuestos directos sobre la renta y el patrimonio y las cotizaciones sociales a cargo del trabajador. En consecuencia, es conveniente llevar a cabo una nueva disección sobre la renta disponible de los individuos, separando el comportamiento de la renta de mercado y la actuación del sector público, primero con el sistema de transferencias, y después con el sistema tributario.

El resultado de tales operaciones muestra que entre los mayores de 65 años la desigualdad de la renta de mercado se situaría por encima de 70 puntos en el coeficiente de Gini, pero las transferencias públicas, y de modo preponderante las pensiones, reducen dicho indicador hasta cifras situadas entre 32 y 34 puntos para la renta bruta. Finalmente, una vez se restan los impuestos sobre la renta y el patrimonio, así como las cotizaciones sociales, la desigualdad todavía se reduce un poco más, hasta colocarse en torno a 30 puntos en el coeficiente de Gini (gráfico 6).





Fuente: Elaboración con datos de la OCDE.

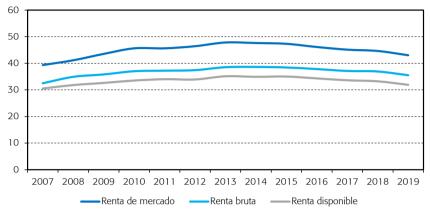
Naturalmente, las pensiones públicas ejercen un papel determinante en el mantenimiento del nivel de vida de las personas de 65 años y más, proporcionando un 72 % de sus ingresos brutos. Y puesto que la curva de concentración de las pensiones es mucho más igualitaria que la de la renta de mercado, su consideración en el conjunto de las rentas de los jubilados promueve una importante atenuación de la desigualdad.

En el tramo de edad entre 18 y 64 años la actuación del sector público, aun siendo importante, no es tan decisiva como en el tramo de 65 y más años. Las transferencias públicas percibidas por aquellos apenas alcanzan el 15 % de su renta bruta, aunque su capacidad para mitigar la desigualdad de la renta de mercado es bastante significativa: el índice de Gini se reduce desde 43 puntos en la renta de mercado, hasta 35 en la renta bruta. Y tras la aplicación de los impuestos y cotizaciones, la desigualdad se sitúa finalmente en 32 puntos de Gini (gráfico 7).

La distinción entre renta de mercado, renta bruta y renta disponible tiene especial relevancia, porque permite cuantificar los efectos del sector público sobre la desigualdad, a través de las prestaciones sociales y de los impuestos directos y cotizaciones. En el caso de la población de 65 y más años, no se aprecian cambios significativos en los indicadores de desigualdad en el transcurso de los últimos años para las tres definiciones de renta señaladas.

Cabe decir, sin embargo, que la valoración de impacto distributivo de los sistemas de pensiones públicas tiene un mejor encaje con un enfoque de ciclo vital





Fuente: Elaboración con datos de la OCDE.

que con un método como el que estamos adoptando, basado en los ingresos en un determinado momento del tiempo. De hecho, los efectos redistributivos del sector público podrían analizarse en conjunto bajo un enfoque de renta vitalicia, puesto que el saldo entre impuestos pagados y prestaciones percibidas en un año concreto depende de la situación personal, familiar y laboral en ese momento preciso del tiempo, de su posición puntual en la escala de rentas<sup>3</sup>.

A lo largo de la vida de una persona se suceden situaciones diferentes en relación con su actividad laboral (inactividad, empleo, paro), con su nivel de ingresos, con los impuestos que paga y con las prestaciones y servicios de los que se beneficia. En consecuencia, una parte de la desigualdad de rentas existente en un momento dado del tiempo sería el resultado de la situación de los distintos individuos en ese momento de su ciclo de vida: estudios, primer empleo, inactividad, madurez profesional, subidas y caídas de ingresos, bajas por enfermedad, paro, jubilación, etc. En suma: situaciones diferentes (de duración generalmente limitada) que se suceden a lo largo del ciclo de vida.

La desigualdad de un grupo de personas puede así separarse en dos componentes: uno debido a la variación intertemporal de la renta a lo largo del ciclo de vida de los individuos, y otro que se corresponde con la dispersión de rentas a largo plazo entre los distintos individuos. Por tanto, también el efecto redistributivo del sector público será distinto si se toma una perspectiva de largo plazo a lo largo del

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Véase Levell, Roantree y Shaw (2015), y Abio et al. (2019) para el caso de España.

ciclo de vida de las personas, en términos de un concepto más cercano al de "renta permanente" o "vitalicia".

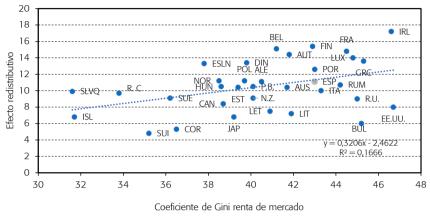
El análisis de incidencia vitalicia, sin embargo, presenta una extraordinaria complejidad, porque no es posible contar con series temporales completas sobre la trayectoria educativa, laboral y familiar de los individuos. Por ello, los estudios realizados suelen recurrir a modelos de microsimulación dinámica. Desde esta perspectiva, una parte importante de la redistribución propiciada por el sistema de protección social es redistribución intrapersonal, a lo largo del ciclo de vida. Es lo que sucede con las prestaciones contributivas de la Seguridad Social, vinculadas de una u otra manera en su cuantía a las contribuciones previamente efectuadas. De este modo se procura una reasignación de la renta a lo largo del ciclo de vida, desde la actividad laboral al desempleo o la jubilación, que no es sino una redistribución intrapersonal de la renta. Por este motivo, algunos trabajos focalizan el análisis de la redistribución de la renta en aquella parte de las políticas públicas que recae sobre las personas en edad de trabajar (por ejemplo, Causa y Hermansen, 2019).

Retomando el análisis con la metodología de base anual que estamos aplicando en este trabajo, hemos visto cómo durante los años de la Gran Recesión, la renta real por persona equivalente de las personas de 65 y más años prácticamente se mantuvo constante, gracias a la protección otorgada por el sistema de pensiones. La crisis, por tanto, castigó mucho más a los hogares de personas en edad de trabajar, y es ahí donde cabe juzgar con mayor criterio cuál ha sido el alcance de los mecanismos de protección social.

En promedio, entre 2007 y 2019 las transferencias públicas dirigidas a las personas entre 18 y 64 años redujeron la desigualdad en 8,1 puntos del índice de Gini, mientras que los impuestos lo hacían en 3,3 puntos (gráfico 7). El efecto redistributivo de las transferencias públicas fue creciendo conforme empeoraban la situación económica y el empleo, reduciéndose posteriormente al ritmo de la recuperación. Entre 2007 y 2013, la desigualdad de la renta de mercado de este colectivo aumentó 8,5 puntos, pero gracias a la actuación del sector público pudo neutralizarse casi la mitad de ese aumento, de forma que la desigualdad de la renta disponible creció 4,6 puntos. Puede afirmarse, por tanto, que el estado de bienestar español no pudo corregir todo el crecimiento de la desigualdad que la crisis provocó en los ingresos de mercado de los hogares. Pero también debe reconocerse que el esfuerzo redistributivo del presupuesto público redujo la desigualdad de mercado unos 9 puntos entre 2012 y 2015, cifras incluso superiores —aunque pudiera decirse que insuficientes— a los 6,8 puntos correspondientes a 2007, último año anterior a la crisis financiera.

En términos comparativos, y sobre una muestra de 34 países avanzados, España ocuparía la decimoprimera posición en cuanto a desigualdad de la renta de mercado, con cifras similares a Italia, Portugal o Finlandia. Ahí radica, por tanto, una de las razones por las que finalmente, en los indicadores de desigualdad de la





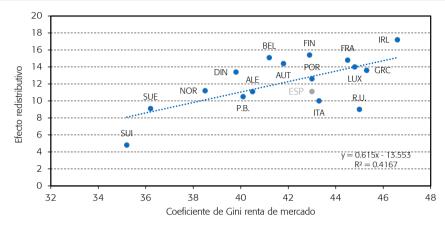
Fuente: Elaboración con datos de la OCDE.

renta disponible, España aparece en los primeros puestos. El esfuerzo redistributivo del sector público, medido como la diferencia de los coeficientes de Gini de la renta de mercado y de la renta disponible equivalente, presenta una cierta correlación positiva con el nivel de desigualdad de mercado, y en una sencilla regresión entre ambas variables España se situaría prácticamente sobre la recta (gráfico 8). Todos los países que están por encima de la recta son países europeos, entre los que destacan Irlanda, Finlandia, Francia, Bélgica y Austria. Por debajo de la recta están todos los países no europeos, como Estados Unidos, Corea, Japón, Canadá o Nueva Zelanda, y algunos otros, como Reino Unido, Suiza, Letonia y Lituania.

Entre los diecisiete países europeos de la muestra seleccionada, España ocupa la decimocuarta posición, con cifras de reducción de la desigualdad similares a Polonia, Noruega y Alemania, y por delante de Países Bajos, Italia, Suecia o Reino Unido (gráfico 9).

Puede concluirse, por tanto, que, en términos comparativos con el conjunto de países de la OCDE, el sistema de impuestos y transferencias de España estaría situado en la media que vendría a corresponder al nivel de desigualdad inicial de la renta de mercado. Pero si la comparación se realiza exclusivamente con los quince países de la UE-15 (incluido Reino Unido), más Noruega y Suiza, se aprecia una insuficiente actividad redistributiva en el caso de España que, de acuerdo con la norma que fija la recta de regresión, debería propiciar una reducción adicional de 1,8 puntos del índice de Gini, sobre los 11,1 puntos que consigue.

DESIGUALDAD DE LA RENTA DE MERCADO (18-64 AÑOS) Y EFECTO REDISTRIBUTIVO PÚBLICO, EUROPA (EN PUNTOS DEL ÍNDICE DE GINI)



Fuente: Elaboración con datos de la OCDE.

# 1.3. MERCADO DE TRABAJO Y DESIGUALDAD

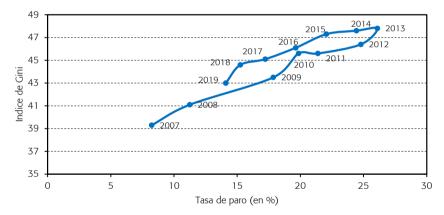
Como puede deducirse del apartado anterior, la causa principal del aumento de la desigualdad en España debe buscarse en el proceso de formación de la renta de mercado y principalmente en el mercado laboral, puesto que las rentas del trabajo de la población entre 18 y 64 años representaban el 89 % de sus ingresos propios en 2019. Aunque también cabe situar una parte del diferencial de desigualdad con los demás países de la UE en la insuficiente actividad redistributiva del sector público, si bien en este punto el esfuerzo realizado por España es similar al de Alemania o Noruega, y superior al de Países Bajos, Italia, Reino Unido o Suecia (gráfico 9).

La distribución de la renta de mercado de los hogares depende del acceso al empleo de sus miembros y de los salarios percibidos. Las estimaciones efectuadas por la Oficina Internacional del Trabajo (OIT, 2014) muestran que el aumento de la desigualdad originado en el mercado de trabajo en España se debió en un 85 % al efecto del desempleo, y en el 15 % restante al aumento de la dispersión salarial entre los ocupados. Estudios similares de la OCDE atribuyen al factor empleo (paro, inactividad y trabajo a tiempo parcial) un 75 % del crecimiento de la desigualdad, y el resto (25 %), a la desigualdad salarial entre los trabajadores ocupados. Como también puede observarse en el gráfico 10, hay una correlación muy estrecha entre la tasa de paro y la desigualdad de la renta de mercado de la población en edad de trabajar, con un coeficiente de determinación de 0,90. En el periodo 2007-2019 el

punto de giro se sitúa en 2013, cuando el inicio de la recuperación económica y la creación de empleo repercuten en una reducción progresiva de la desigualdad, que se prolonga hasta 2019.

Trabajos como los del Banco de España (Brindusa *et al.,* 2018) y Goerlich (2016) revelan que la clave del aumento de la desigualdad en los ingresos derivados del trabajo está en la intensidad laboral (número de horas efectivas trabajadas respecto a las potenciales), y no tanto en la dispersión del salario por hora de los ocupados a tiempo completo. Aunque los datos sobre desigualdad salarial se refieren a individuos y no a hogares, la traslación de los primeros a la estructura familiar de la *Encuesta de Condiciones de Vida* (*ECV*) no deja lugar a dudas.





Fuentes: Elaboración con datos de la OCDE y del INE.

Estimaciones llevadas a cabo por Gradín (2016), aplicando una función de influencia recentrada (*RIF*, por sus siglas en inglés) para conocer la influencia de cada factor explicativo en el gap entre la desigualdad de rentas en España y la de otros países europeos, muestran que las variables relacionadas con el mercado de trabajo, y especialmente la intensidad laboral, explican dos terceras partes del gap en el nivel de desigualdad con Alemania. Los resultados confirman, en términos generales, este efecto cuando la comparación se establece con otros países europeos: menor tasa de actividad y menor empleo amplían los diferenciales de desigualdad, que solo se verían atenuados por la composición de los hogares españoles, donde cohabitan una mayor proporción de personas en edad de trabajar con mayores ya jubilados. En otro trabajo posterior (Gradín, 2021) se confirman

los efectos determinantes del empleo sobre la desigualdad de la renta de mercado durante la Gran Recesión y en la posterior recuperación, tanto por lo que se refiere a los cambios que se producen en la intensidad laboral de los hogares como, en menor medida, en la desigualdad salarial.

Distintos indicadores relacionados con la tasa de riesgo de pobreza –a la que nos referiremos más adelante– corroboran el papel determinante del empleo en la posición económica de las familias. Para un valor medio del 19,7 % entre la población mayor de 16 años, en el caso de los parados la tasa de riesgo de pobreza se duplica, hasta el 39,8 % (INE, 2022). A su vez, tomando como referencia la intensidad laboral del conjunto de los miembros entre 18 y 64 años de cada hogar, se detecta que allí donde esta es baja (entre el 20 y el 40 % de las horas potenciales), el riesgo de pobreza sube hasta el 44,8 %. Por el contrario, cuando la intensidad laboral es muy alta (igual o superior al 85 % de las horas potenciales), el riesgo de pobreza cae hasta el 6,4 % (OCDE, 2022). De hecho, los ocupados con contrato indefinido tenían una tasa de pobreza del 6,3 %, mientras que los que poseían un contrato temporal sufrían una tasa de pobreza del 18,4 %.

La razón principal del aumento de la desigualdad en España durante los años de la Gran Recesión ha estado, por tanto, en el mercado de trabajo: primero, por el crecimiento del desempleo, y segundo, aunque en menor medida, por la mayor intensidad de la reducción de los salarios entre los trabajadores situados en la escala inferior de ingresos (Fernández Kranz, 2015).

# 1.4. DESIGUALDAD Y POBREZA: ADÓNDE DIRIGIR EL FOCO

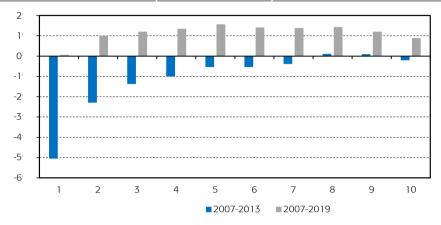
La utilización del coeficiente de Gini para medir la desigualdad no revela con precisión dónde se producen los cambios en la distribución de la renta. El aumento de la desigualdad originado por la Gran Recesión en España se explica principalmente por la caída de rentas de los deciles inferiores de la distribución: entre 2007 y 2013 la renta media por persona equivalente del primer decil cayó un 5,0 % anual en términos nominales, y la del segundo decil, un 2,3 %; en cambio, en los tres deciles superiores prácticamente no hubo cambios (gráfico 11).

A su vez, la posterior recuperación económica iniciada en 2013 tuvo un impacto positivo bastante generalizado, salvo en el primer decil de ingresos. Si se toma el periodo completo 2007-2019, se observa que todos los deciles, excepto el primero, experimentaron tasas de crecimiento positivas en su renta media equivalente, en torno al 1 % anual o ligeramente por encima, aunque más bajas en el segundo decil. Podemos, por tanto, anticipar que fue en la parte inferior de la distribución donde se situó la causa principal del aumento de la desigualdad durante la Gran Recesión.

Esto se ve confirmado cuando se toma la relación entre algunos percentiles especialmente significativos: renta equivalente del percentil 90 respecto al 10 (P90/P10), que es el resultado de multiplicar otras dos ratios, P90/P50, que toma como

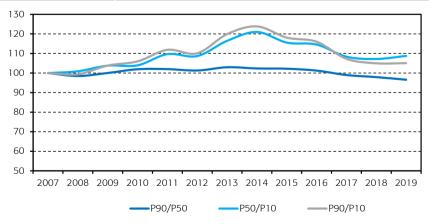
VARIACIÓN MEDIA ANUAL DE LA RENTA POR PERSONA POR DECILES, 2007-2013-2019

(A PRECIOS CORRIENTES. EN PORCENTAJE)



Fuentes: Elaboración con datos del INE y de Eurostat.

RELACIÓN ENTRE DIVERSOS PERCENTILES DE LA RENTA DISPONIBLE, 2007-2019
(BASE 100 EN 2007)



Fuente: Elaboración con datos de Eurostat.

referencia de comparación la mediana de la distribución, y P50/P10, que relaciona dicha mediana con el percentil 10. Lo que se observa (gráfico 12) es que el ensanchamiento de la desigualdad a lo largo de la distribución (P90/ P10) entre 2007 y 2013 (de 4,54 a 5,45) se explica en más de un 80 % por la mayor distancia entre la renta mediana y las rentas bajas (P50/P10), y solo en un 15 % por el crecimiento de las rentas altas respecto a la mediana (P90/P50).

A su vez, la disminución de P90/P10 entre 2013 y 2019 (de 5,45 a 4,78) se basa casi en un 60 % en la reducción de la ratio P90/P50. Y, a modo de síntesis, el ligero aumento de P90/P10 entre 2007 y 2019 (de 4,54 a 4,78) se debe íntegramente al ensanchamiento de la distancia entre P50 y P10.

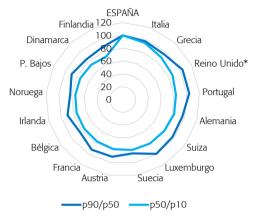
Puesto que la desigualdad en España muestra niveles especialmente elevados cuando se compara con los países europeos de nuestro entorno más cercano, analizamos la relación entre algunos percentiles de los quince países de la UE-15 (incluido Reino Unido), más Noruega y Suiza, con los datos de Eurostat referidos a 2019, para evitar así el efecto distorsionador de la crisis del COVID-19.

En lo que corresponde a la ratio P90/P10, España ocupa el primer puesto de los diecisiete países, con un valor de 4,78, en una clasificación tras la que se sitúan Italia, Reino Unido, Portugal y Grecia, y que en sus últimas posiciones cuenta con Noruega, Dinamarca y Finlandia. Al descomponer esta ratio en otras dos que toman como referencia la renta mediana equivalente (P90/P50 y P50/P10), se observa que las diferencias de España con los demás países son mayores en P50/P10 que en P90/P50 (gráfico 13). Este resultado confirma que la elevada desigualdad de rentas en España tiene su foco principal en la parte inferior de la distribución, donde se manifiesta la distancia de la renta mediana respecto a las rentas bajas, y no tanto en la parte superior, aunque también en este caso España presenta ratios más elevadas que otros catorce países, pero eso sí, con menores diferencias. De forma paralela, si tomamos el peso que tiene en la distribución de la renta el 1 % y el 5 % más rico de la población, España ocupa los puestos noveno y sexto respectivamente, y en el décimo decil, el puesto undécimo. Por el contrario, si se examina el peso de los tramos inferiores, 5 % y primer decil (el 1 % queda fuera de la comparación porque es prácticamente igual en todos los países), España sería el segundo y el primer país, respectivamente, con menor porcentaje de renta.

¿Cuál es entonces la composición de los deciles inferiores de renta? ¿Qué colectivos y con qué niveles de ingresos forman parte de esos deciles? Estas preguntas nos trasladan a una faceta complementaria del análisis del nivel de vida de la población española, cual es la situación de las personas en cuanto al riesgo de pobreza. Como es bien conocido, este suele definirse en términos del porcentaje de población cuya renta disponible por persona equivalente está por debajo del 60 % de la mediana del país. La tasa de riesgo de pobreza total en 2019 era 21,0 % que, de acuerdo con los factores de elevación de la *ECV* sobre la muestra investigada, equivaldrían a un total de 9.829.000 personas. En cuanto a la relación de las personas en edad de trabajar con su actividad principal, las tasas de pobreza más eleva-

Gráfico 13

RELACIÓN ENTRE DIVERSOS PERCENTILES DE LA RENTA DISPONIBLE,
ESPAÑA Y EUROPA
(BASE 100 ESPAÑA EN 2019)



Fuente: Elaboración con datos de Eurostat.

das correspondían a parados (39,8 %) y otros inactivos distintos de los pensionistas (28,8 %). Por nacionalidades, los extranjeros pertenecientes a la UE soportaban una tasa del 36,3 %, y los extracomunitarios, del 49,5 %. Y por tipo de hogar, el riesgo de pobreza más elevado era el de los hogares monoparentales —un adulto con uno o más niños dependientes—, que alcanzaba el 38,9 %. Por razón de género, apenas había diferencias: 20,2 % en los hombres y 21,7 % en las mujeres, pero con una significativa diferencia entre las personas de 65 y más años: 16,4 % en hombres y 20,6 % en mujeres, lo que tiene mucho que ver con el menor importe de las pensiones de estas últimas, tanto de jubilación como especialmente de viudedad.

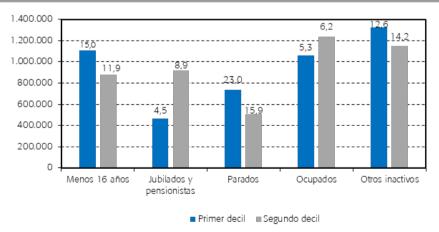
Para descifrar los colectivos afectados por estas situaciones de pobreza, referiremos el análisis a la composición de los dos primeros deciles de la distribución de la renta disponible, pues entre ambos (20,0 %) apenas estarían un punto porcentual por debajo de la tasa de pobreza total (21,0 %), y la segregación en dos deciles permite ver con mayor detalle la situación de los distintos colectivos.

Tomando el número de individuos derivado del factor de elevación de la *ECV* 2020 (con datos e ingresos de 2019), cada decil estaría integrado por 4.687.443 personas. El límite superior de ingresos del primer decil era 6.600 euros/año por persona equivalente, y el del segundo decil, 9.449 euros. Si la referencia fuera el número de personas, sin corregir por la escala de equivalencia, estos valores significarían que, aproximadamente, 4,7 millones de personas tendrían unos ingresos per cápita mensuales inferiores a 367 euros, y otros 4,7 millones, entre 367 y 525 euros

mensuales. Es más, en el primer percentil (468.744 personas) el límite superior de ingresos por persona equivalente apenas llegaría a 1.035 euros anuales, y en el quinto percentil (2.343.721 personas), a 4.518 euros.

La composición del primer decil de ingresos (gráfico 14) revela algunos datos interesantes. En primer lugar, la escasa presencia de jubilados y pensionistas en general (unos 460.000) significa que la pobreza extrema está bastante erradicada en este colectivo, que en ese primer decil estaría integrado por personas que perciben pensiones no contributivas, de las que casi dos terceras partes son mujeres. Adviértase también que, por tramos de edad, el porcentaje de personas de 65 y más años que forman parte del primer decil apenas significa el 5,3 % de ese colectivo. En segundo lugar, destaca también la fuerte concentración de los parados en el primer decil (más de 700.000), que estaría referida principalmente a quienes no perciben prestaciones del seguro o subsidio de desempleo. Y en tercer lugar, hay una presencia importante de ocupados (más de un millón), personas que en el año de la entrevista seguramente trabajaron cortos periodos de tiempo, de modo que sus ingresos anuales fueron muy bajos. A su vez, en el segundo decil, habría un mayor número de jubilados y pensionistas, unos 900.000, en torno a medio millón de parados y más de 1.200.000 ocupados.





*Nota:* Los porcentajes incluidos en el gráfico corresponden al peso relativo que tienen los individuos de cada colectivo en el primer y segundo decil, respectivamente.

Fuente: Elaboración con datos del INE.

# 1.5. UNA NOTA SOBRE LA DESIGUALDAD EN EL PRIMER AÑO DE PANDEMIA

Los resultados de la *ECV* 2021, cuyos datos de ingresos corresponden al año 2020, permite analizar el impacto de la crisis económica sobre la distribución personal de la renta en ese primer año de pandemia. Seguimos en este punto lo ya señalado en Bandrés (2022). Trabajos como los de Aspachs *et al.* (2021), Cantó (2021) y Martínez-Bravo y Sanz (2022) ofrecieron análisis adelantados de los efectos de la emergencia sanitaria sobre la desigualdad durante los primeros meses tras su declaración: el primero, a partir de la información en tiempo real sobre salarios y transferencias públicas en más de tres millones de cuentas bancarias; el segundo, mediante simulaciones sobre transiciones entre empleo y paro y sobre las políticas públicas aplicadas; y el tercero, con datos de dos encuestas realizadas en 2020.

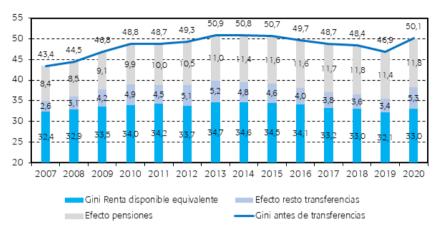
El índice de Gini de la renta disponible equivalente pasó de 32,1 puntos<sup>4</sup> en 2019 a 33,0 en 2020. Este aumento de 0,9 puntos representa una ruptura de la tendencia descendente iniciada en 2014. En una primera aproximación, sabemos que el efecto de los confinamientos y de las restricciones a la actividad productiva sobre el empleo y el número de horas trabajadas redujo de forma desigual las rentas entre las diferentes ocupaciones, con el consiguiente impacto sobre los indicadores de desigualdad (Ocaña et al., 2020).

Sin embargo, frente al desplome del PIB del 10,8 %, las políticas públicas de protección social permitieron compensar una parte muy importante de la caída de las rentas primarias, por la vía de las prestaciones sociales. De hecho, los datos de la *ECV* solo detectan una caída del 0,18 % en la renta media por persona de los hogares españoles en 2020 respecto a 2019.

Para aislar el efecto de las prestaciones sociales sobre la desigualdad, tomamos ahora los valores del índice de Gini en tres escenarios diferentes: el de la renta disponible equivalente, el de la renta disponible equivalente antes de cualquier tipo de transferencias sociales, y el de la renta disponible equivalente incluyendo en esta las pensiones, pero no las demás transferencias. Conviene recordar que al referirnos a la renta disponible se han descontado ya los impuestos directos y las cotizaciones sociales sobre los hogares. Como puede comprobarse en el gráfico 15, el índice de Gini de la renta disponible equivalente antes de transferencias pasó de 46,9 en 2019 a 50,1 en 2020, una diferencia de 3,2 puntos, que es un valor muy elevado al producirse en un solo año. De hecho, en los años de la crisis financiera internacional y la Gran Recesión, el mayor crecimiento del índice de Gini de la renta disponible antes de transferencias entre dos años sucesivos se produjo en 2009, con una diferencia de 2,3 puntos respecto a 2008.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> La diferencia con el dato que proporciona la OCDE (32,0 en 2019) tiene que ver con la distinta escala de equivalencia aplicada. En lo que sigue, tomamos los datos de la ECV, que son los que utilizan las estadísticas de EU-SILC de Eurostat.

Gráfico 15 ÍNDICE DE GINI PARA DISTINTAS DEFINICIONES DE RENTA DE LOS HOGARES, ESPAÑA 2007-2020



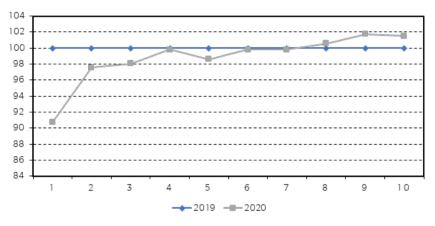
Fuente: Elaboración con datos de Eurostat.

Comparando los índices de desigualdad para las tres definiciones de renta disponible, se deduce que debido a los mecanismos redistributivos de las pensiones y, sobre todo, de las demás prestaciones sociales, la desigualdad en España creció únicamente 0,9 puntos de Gini respecto al año 2019, a pesar del enorme impacto de la crisis pandémica sobre la actividad económica y el empleo. En 2020 el gasto público destinado a prestaciones sociales en efectivo aumentó en 31.471 millones de euros, un 16,1 %, respecto a 2019, situándose finalmente en 228.628 millones de euros (IGAE, 2022). En particular, el gasto en protección del desempleo –impulsado en buena medida por los expedientes de regulación temporal de empleo– creció en 22.183 millones, más que duplicando las cifras del año anterior, y el gasto por enfermedad e incapacidad –muy relacionado con el efecto del COVID-19 sobre la salud– aumentó en 3.074 millones de euros.

Ahora bien, a pesar del efecto reparador de las transferencias públicas, la renta media disponible por persona del primer decil descendió un 9 %, mientras que la de los deciles segundo y tercero lo hizo un 2 %. En el otro extremo de la distribución, la renta media por persona de los deciles noveno y décimo aumentó un 2 %, y la del octavo, un 1 % (gráfico 16).

El aumento de la desigualdad en 2020 se aprecia también tomando la relación entre la renta de los percentiles 90 y 10 (P90/P10), que a su vez puede descomponerse en otras dos ratios, P90/P50 y P50/P10. En el año 2020 se detecta un





Fuente: Elaboración propia con datos de EU-SILC Survey (Eurostat).

repunte de P90/P50, que explicaría en más de un 35 % el aumento de la distancia entre los percentiles 90 y 10, porcentaje claramente superior al de los años de la Gran Recesión. Parecidos resultados se obtienen cuando la comparación se realiza adoptando como referencia los percentiles 95 y 5. De nuevo, se observa que, si bien la distancia entre la mediana y las rentas más bajas (P50/P5) explica unas dos terceras partes del ensanchamiento de la desigualdad en 2020 entre rentas altas y bajas (P95/P5), más de un 30 % se debe al crecimiento de la ratio P95/P50.

En todo caso, desde una óptica de atención social a los colectivos con menores ingresos, conviene dirigir el foco hacia los dos primeros deciles de la escala de rentas, que conforman la práctica totalidad de la población en riesgo de pobreza. La composición de esos dos primeros deciles en 2020 no difiere mucho de sus equivalentes en 2019. No pueden atribuirse, por tanto, a la crisis pandémica las posibles situaciones de pobreza, sino a factores de carácter más estructural relacionados con bajos niveles educativos y de empleabilidad de una parte de la población, insuficiencia del sistema de rentas mínimas, escasez de ayudas a la familia y limitado importe de las pensiones no contributivas. El núcleo principal está formado, por tanto, por personas en edad de trabajar y población infantil de esos mismos hogares (familias monoparentales encabezadas por mujeres, jóvenes con y sin hijos), en cuyos ingresos se mezclan aspectos relacionados con el mercado de trabajo –actividad, empleo, horas trabajadas, salarios– con otros que tienen que ver con la fiscalidad y las políticas sociales.

#### 1.6. CONCLUSIONES

- Como muestra Rodríguez (2023) en este mismo volumen, la desigualdad de la renta disponible en España se redujo entre mediados de los años setenta del pasado siglo y finales de los ochenta. Posteriormente, en la etapa de expansión económica 1994-2007 se detuvo ese proceso de minoración de la desigualdad, estabilizándose en cifras en torno a 32 puntos del índice de Gini.
- 2. La crisis financiera y la Gran Recesión impactaron con especial virulencia en el mercado de trabajo, dando lugar a un aumento extraordinario de la desigualdad que solo comenzaría a disminuir con la posterior etapa de recuperación económica, a partir de 2014. El resultado es que, en 2019, meses antes de la pandemia de COVID-19, la desigualdad en España volvía a situarse en torno a 32 puntos de Gini. Salvando el efecto de los ciclos económicos, parece que esa cifra estaría marcando una especie de suelo en el tamaño de la desigualdad, que podría achacarse por tanto a factores de carácter estructural. En términos comparativos con los países que formaban la UE-15, solo Reino Unido e Italia tendrían un nivel mayor de desigualdad.
- 3. Desde el punto de vista de las políticas públicas, el examen agregado de la desigualdad no proporciona demasiadas pistas para arbitrar medidas eficaces dirigidas a su reducción. Un procedimiento para afinar el análisis consiste en dividir a la población en dos grupos que, por edades y por actividad, se corresponden mayoritariamente con la población activa y con la población jubilada respectivamente. Entre los mayores de 65 años, la desigualdad queda muy neutralizada por efecto de las pensiones públicas, que desempeñan un papel fundamental en el conjunto del sistema de impuestos y transferencias. Incluso en los momentos más duros de la Gran Recesión, los pensionistas quedaron protegidos por la Seguridad Social. En cambio, en el colectivo entre 18 y 64 años no solo se verificó una caída de la renta media real de más de un 20 %, sino también un fuerte aumento de la desigualdad entre los miembros de esa franja de edad.
- 4. La desigualdad de la renta disponible para el conjunto de la población está muy determinada por la que se produce en el colectivo de personas en edad de trabajar, como se acredita al comparar su evolución, muy pareja en los últimos quince años. Durante los años de la Gran Recesión el esfuerzo redistributivo público (transferencias e impuestos sobre los hogares) redujo a la mitad el aumento de la desigualdad de la renta de mercado, pero no fue suficiente para anular en su totalidad dicho aumento. A pesar de las políticas de austeridad, el sistema público de impuestos y transferencias mitigó la desigualdad de mercado incluso más intensamente que en los años anteriores a la crisis. En conjunto, las

- transferencias explican una media del 70 % del efecto redistributivo, y los impuestos y cotizaciones el 30 % restante.
- 5. Un examen conjunto de las políticas redistributivas de los países avanzados revela que cuanto mayor es la desigualdad de mercado, mayor es también el componente de reducción generado por el sector público. En términos de una hipotética "norma" promedio de dicha relación, el esfuerzo redistributivo público de España estaría en el nivel medio cuando se compara con los países avanzados de la OCDE, y por debajo del que correspondería a su desigualdad de mercado si se compara con los países de la UE-15.
- 6. La desigualdad de la renta de mercado es la causa principal de la desigualdad de rentas en España, y aquella tiene que ver, esencialmente, con el mercado de trabajo: tasa de actividad, tasa de paro e intensidad laboral, primero, y en segundo lugar, dispersión salarial. La estrecha correlación entre las variables señaladas y la desigualdad de mercado queda corroborada en todos los estudios que, con diferentes técnicas y bases de datos, han tratado de aproximar las razones que explican el gap de desigualdad de España con respecto a otros países europeos. De modo que un aumento de la tasa de empleo y de la intensidad laboral son un inequívoco antídoto contra la desigualdad.
- 7. La desigualdad de rentas en España tiene su foco principal en la parte inferior de la distribución, donde se manifiesta la distancia de la renta mediana respecto a las rentas bajas. En términos comparativos, España no presenta una concentración de la renta mayor que la media europea en el 1 % y el 5 % más rico de la población; donde sí, en cambio, se sitúa a la cabeza es en el peso reducido de los tramos inferiores. Ahí es, por tanto, donde debe situarse el énfasis de las políticas públicas, en los colectivos ubicados por debajo de la línea de pobreza: parados, ocupados con baja intensidad laboral, inactivos involuntarios y, en menor medida, jubilados con pensiones no contributivas o asistenciales.
- 8. Los datos de pobreza del primer año de crisis pandémica, 2020, no difieren mucho de los correspondientes al año anterior. Son los dos primeros deciles de ingresos los que albergan los factores estructurales que están en la raíz de las desigualdades en España: bajos niveles educativos y de empleabilidad, pero también insuficiencia del sistema de rentas mínimas, escasez de ayudas a la familia y limitado importe de las pensiones no contributivas.
- 9. A pesar del desplome de la actividad económica en 2020 y de sus devastadoras consecuencias sobre el empleo efectivo, medido por las horas trabajadas, la desigualdad de la renta disponible apenas aumentó 0,9 puntos de Gini. La razón hay que buscarla en las políticas públicas imple-

mentadas para hacer frente a la crisis y amortiguar sus efectos sobre la renta de las familias: ERTE, protección del desempleo y de la incapacidad laboral, ayudas a autónomos, ingreso mínimo vital, etc. Los 3,2 puntos en que aumentó el índice de Gini de la renta de mercado entre 2019 y 2020 fueron neutralizados en más de un 12 % por las pensiones y en cerca de un 60 % por las demás prestaciones sociales en efectivo. Con todo, en el primer decil de ingresos la renta media por persona descendió un 9 % y la de los deciles segundo y tercero, un 2 %. En cambio, en el otro extremo de la distribución, la renta por persona de los deciles noveno y décimo aumentó un 2 %, y la del octavo un 1 %. También aquí, el enorme esfuerzo en materia de gasto público no fue suficiente para anular todo el aumento de la desigualdad de la renta de mercado.

#### REFERENCIAS

- ABIO, G., PATXOT, C., RENTERÍA, E., SOLÉ, M. y SOUTO, G. (2019). Las cuentas nacionales de transferencias: aplicaciones y resultados para España. *Papeles de Economía Española*, 161, pp. 114-137.
- ANDRÉS, J. y DOMÉNECH, R. (2020). La era de la disrupción digital. Barcelona: Deusto-Planeta.
- ARIAS, X. C. y COSTAS, A. (2021). Laberintos de la prosperidad. Barcelona: Galaxia Gutenberg.
- ASPACHS, O., DURANTE, R., GRAZIANO, A., MESTRES, J., MONTALVO, J. G. y REYNAL-QUEROL, M. (2021). Seguimiento de la desigualdad en tiempo real en España durante la crisis de la COVID-19. *Información Comercial Española*, 923, pp. 163-179.
- ATKINSON, T., HASELL, J., MORELLI, S. y ROSER, M. (2017). The Chartbook of Economic Inequality. Institute for New Economic Thinking, University of Oxford.
- BALESTRA, C. y TONKIN, R. (2018). Inequalities in household wealth across OECD countries: Evidence from the OECD Wealth Distribution Database. *OECD Statistics Working Papers*, 2018/01.
- BANDRÉS, E. (2017). Desigualdad y populismo. *Cuadernos 21*, pp. 23-42. Madrid: Círculo Cívico de Opinión.
- BANDRÉS, E. (2022). Desigualdad de rentas en el primer año de pandemia. *Cuadernos de Información Económica*, 289, pp. 47-52. https://www.funcas.es/wp-content/uploads/2022/07/Cie-289-Eduardo-Bandrés.pdf
- BOURGUIGNON, F. (2017). World changes in inequality: an overview of facts, causes, consequences and policies. *BIS Working Papers*, nº 654. Bank for International Settlements.
- BRINDUSA, A., BASSO, H., BOVER, O., CASADO, J. M., HOSPIDO, L., IZQUIERDO, M., KATARYNIUK, I. A., LACUESTA, A., MONTERO, J. M. y VOZMEDIANO, E. (2018). La desigualdad de la renta, el consumo y la riqueza en España. *Documentos Ocasionales* nº 1806. Banco de España.
- CANTÓ SÁNCHEZ, O. (2021). Los efectos de la pandemia de la COVID-19 en la distribución de la renta y el papel de las políticas públicas. *Información Comercial Española*, 923, pp. 145-161.
- CAUSA, O. y HERMANSEN, M. (2019). Income redistribution through taxes and transfers across OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, no 1453. OECD.
- EUROSTAT. (2022). European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC).
- FERNÁNDEZ KRANZ, D. (2015). Ingresos salariales en España durante la crisis económica: ¿ha sido efectiva la reforma de 2012? Cuadernos de Información Económica, 246, pp. 35-46. https://www.funcas.es/wp-content/uploads/Migracion/Articulos/FUNCAS CIE/246art05.pdf

- GOERLICH, F. J. (2016). Distribución de la renta, crisis económicas y políticas redistributivas. Bilbao: Fundación BBVA.
- Gradín, C. (2016). Why is income inequality so high in Spain? En L. CAPPELLARI, S. W. POLACHEK y K. TATSIMAROS (eds.), *Income Inequality Around the World,* (pp. 109-177), Research in Labor Economics, vol. 44. Bingley, Emerald.
- Gradín, C. (2021). Inequality by population groups and income sources: accounting for inequality changes in Spain during the recession. *Review of Income and Wealth*, 67(2), pp. 481-508.
- IGAE. (2022). Contabilidad nacional. Serie anual. Clasificación funcional del gasto de las Administraciones Públicas (COFOG). Ministerio de Hacienda y Función Pública.
- INE. (2022). Encuesta de Condiciones de Vida. Año 2021.
- LEVELL, P., ROANTREE, B. y Shaw, J. (2015). Redistribution from a Lifetime Perspective. *IFS Working Paper* W 15/27. Institute for Fiscal Studies.
- MARTÍNEZ-BRAVO, M. y SANZ, C. (2022). Inequality and psychological well-being in times of COVID-19: evidence from Spain. *Documentos de Trabajo*, núm. 2204. Banco de España.
- MILANOVIC, B. (2016). Global inequality. A new approach for the age of globalization. Cambridge (Mass.): Harvard University Press.
- OCAÑA, C. (dir.), BANDRÉS, E., CHULIÁ, E., FERNÁNDEZ, M. J., MALO, M. A., RODRÍGUEZ, J. C. y TORRES, R. (2020). *Impacto social de la pandemia en España. Una evaluación preliminar.* Madrid: Funcas.
- OCDE. (2022). OECD Income Distribution Database (IDD).
- OIT. (2014). Informe Mundial sobre Salarios 2014/2015. Salarios y desigualdad de ingresos. Ginebra: Oficina Internacional del Trabajo.
- Rodríguez, J. C. (2023). Desigualdades económicas en España (y en Europa): una visión de conjunto. En E. BANDRÉS MOLINÉ, J. C. RODRÍGUEZ y J. CARABAÑA, Tres aproximaciones a la desigualdad social en España: rentas disponibles, rentas ampliadas y ocupaciones. Madrid: Funcas

## 2

# DESIGUALDADES ECONÓMICAS EN ESPAÑA (Y EN EUROPA): UNA VISIÓN DE CONJUNTO

Juan Carlos Rodríguez

#### 2.1. INTRODUCCIÓN

Este trabajo intenta situar de manera realista el caso español en el marco europeo en lo que respecta a las desigualdades económicas. "De manera realista" quiere decir que el intento es insuficiente si solo se refiere a las desigualdades de ingresos monetarios, sean estos procedentes de la actividad empresarial o del trabajo asalariado (en la economía de mercado o en el sector de los servicios públicos), sean estos procedentes de transferencias públicas de índole monetaria tales como las pensiones, los subsidios por desempleo o las prestaciones familiares.

Es insuficiente, primero, porque no todo el bienestar material "inmediato" depende de ese tipo de ingresos, los monetarios. Por una parte, al menos en países desarrollados como los europeos, vivimos en sociedades con amplios sistemas públicos de bienestar o, en términos más generales, de servicios públicos que, en principio, contribuyen también a nuestro bienestar material. Los principales son la enseñanza y la sanidad públicas, pero también hay que tener en cuenta los cuidados a la infancia y a la tercera o cuarta edad, así como el conjunto de bienes públicos o semipúblicos que producen los Estados, comenzando por la defensa de las agresiones exteriores y la seguridad ciudadana y acabando por las vías públicas de transporte (carreteras y demás). Por otra parte, el bienestar material no depende solo del trabajo asalariado remunerado, el trabajo extradoméstico. Son asimismo fundamentales otros tipos de trabajo, no remunerados, como el trabajo doméstico o, en términos más generales, el trabajo de cuidados, ambos tradicionalmente desempeñados, sobre todo, por las mujeres. Sacarlos de la ecuación equivale a imaginar que los individuos no viven en hogares que hay que limpiar y gestionar ni reciben cuidados fundamentales a lo largo de sus vidas en sus familias.

Es insuficiente, segundo, porque, aun olvidándonos de esas otras aportaciones al bienestar, al tener exclusivamente en cuenta los ingresos monetarios medibles año a año, obtenemos un reflejo bastante imperfecto de las condiciones reales de vida, que es más nítido, seguramente, si tenemos, además, en cuenta los bienes y servicios (de mercado, en este caso) que efectivamente consumimos o el dinero que empleamos en su adquisición. Es decir, si tenemos en cuenta no solo los ingresos, sino el consumo o el gasto. Uno y otro dependen a largo plazo de los ingresos, pero no tanto a corto, pues los individuos y las familias no gastan todos sus ingresos (ahorran) y pueden endeudarse para mantener unos determinados niveles de

gasto. Ni el ahorro ni el endeudamiento se tienen en cuenta en las estadísticas de ingresos monetarios.

Y es insuficiente, por último, y sin agotar los argumentos, porque la combinatoria de fuentes de bienestar y de seguridad económica característica de cada país (o de grupos identificables de países, probablemente) no se refiere solo a la mezcla correspondiente de dosis de trabajo de cuidados (familias), ingresos de la actividad empresarial o el trabajo (mercados) o prestaciones públicas de toda índole (Estado) financiadas con impuestos o con deuda pública. También se refiere a las diversas modalidades de materialización del ahorro privado familiar en unos u otros activos. Entre ellos, es fundamental un activo real, la vivienda en que se reside, de la que puede disfrutarse porque se tenga en propiedad o en alquiler. Las sociedades europeas no se distinguen solo por un mayor o menor recurso a los servicios y prestaciones del Estado para conseguir los niveles deseables de bienestar o seguridad económica; también lo hacen por la medida en que confían en la vivienda en propiedad para esos u otros fines. Por eso, sacar la vivienda en propiedad de la ecuación es también inapropiado si pretendemos un enfoque realista de las condiciones de vida, especialmente en la medida en que se trata del activo más extendido, también entre las familias de ingresos más bajos, para las que representa su principal capital. En un sentido similar, también es inapropiado sacar de la ecuación al resto de los activos y los pasivos de los hogares, lo cual denominamos habitualmente como riqueza neta.

Es decir, conviene considerar conjuntamente las desigualdades de ingresos monetarios, las de gasto o consumo y las de riqueza, incorporando a esa consideración conjunta la del trabajo doméstico y la de los servicios públicos¹. Esto puede hacerse, como aquí se hará para el caso español, comparando unos y otros países en términos de sus desigualdades de ingresos, de gasto y de riqueza. Pero también puede hacerse mediante lo que los economistas han dado en llamar rentas extendidas o ampliadas, que añaden a la renta monetaria, según los casos, rentas hipotéticas derivadas de la propiedad de viviendas o de la riqueza general, de los servicios públicos y/o, no en último lugar, del trabajo doméstico. En este trabajo, justamente, se presentarán las principales estimaciones comparativas de rentas ampliadas, siempre que incluyan el caso español.

Como se verá, si tenemos en cuenta todas esas rentas ampliadas, con la excepción de la que incluye las rentas hipotéticas derivadas de todos los componentes de la riqueza neta, los indicadores reflejan niveles de desigualdad económica inferiores a los que se obtienen considerando únicamente las rentas monetarias.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> En realidad, convendría también tener en cuenta no solo las instantáneas anuales que suelen proporcionar las estadísticas sobre esas desigualdades, sino las desigualdades medidas a lo largo de la vida de los individuos, a corto o a largo plazo. Estas suelen ser inferiores a las medidas anualmente. De esto no se ocupará este trabajo. Véase, de todos modos, una síntesis de esa discusión y algunas estimaciones relevantes en Rodríguez (2020: 46-48).

Una última dosis de realismo podría derivarse de la incorporación a esta discusión de la llamada "desigualdad de oportunidades". Más allá del significado común del término, entre los economistas que lo usan en un sentido más restringido ha acabado por referirse a toda desigualdad económica (de ingresos o de riqueza, por ejemplo) o de otra índole (de salud) derivada de circunstancias sobre las que el individuo no tiene control y que, al no depender de su esfuerzo o su voluntad, serían, siguiendo esa argumentación, injustas. Por lo cual requerirían de la intervención estatal para subsanarlas en todo o en parte, por diversos medios. Aquí no se entrará de lleno ni en esa discusión normativa ni en la discusión metodológica acerca de cómo es posible siquiera llegar a medir ese tipo de desigualdad. Pero sí se tendrán en cuenta, con las debidas cautelas, las estimaciones de desigualdad de oportunidades como una perspectiva más que añadir a las anteriores (renta, consumo, riqueza, rentas extendidas), por si nos sirven para entender mejor el encaje de España en el marco europeo.

Obviamente, al tener en cuenta solo las desigualdades económicas, estamos dejando de lado otro tipo de desigualdades, cuya magnitud y características, quizá, también forman parte de los "equilibrios" sociopolíticos a que ha ido llegando cada país a lo largo de su historia, más o menos reciente, cada uno con sus *trade-offs* y sus complementariedades entre las distintas esferas de la vida social. Queden, al menos, mencionadas desigualdades tales como las políticas entre la ciudadanía y la clase política, las de salud o las del acceso a la educación o el sistema de justicia, bastantes de ellas entreveradas por las desigualdades entre hombres y mujeres.

### 2.2. DESIGUALDADES DE RENTA O INGRESOS MONETARIOS

Contamos con múltiples indicadores convencionales de desigualdad de renta o ingresos, que reflejan el grado en que el peso de los ingresos totales de cada segmento de ingresos de una población es mayor o menor que el peso demográfico de cada segmento. Casi todos los indicadores se construyen ordenando a los individuos (o a los hogares) según sus ingresos individuales (o del hogar) y distribuyéndolos en grupos del mismo tamaño, denominados cuantiles en la terminología al uso (cuartiles, quintiles, deciles, percentiles...). Una vez ordenados, se puede, en primer lugar, analizar cómo resulta la distribución según los ingresos de cada grupo; en segundo lugar, calcular *ratios* entre los ingresos de uno de esos grupos y los de otro, de modo que cuanto más se aleje esa *ratio* de la unidad, más desigualdad de ingresos hay; y, por último, calcular medidas sintéticas de cuánto se aleja la distribución de ingresos así establecida de una hipotética distribución igualitaria.

En el análisis que sigue se utilizará, sobre todo, una medida sintética, la más habitual, el coeficiente o índice de Gini, pero en ocasiones, en ausencia de medidas sintéticas o ante la dificultad de elaborarlas con la información disponible, se recurrirá a ratios.

La medida sintética de desigualdad (de ingresos, de riqueza, de consumo) más utilizada en la discusión académica y pública es el coeficiente de Gini, que adopta valores de 0 a 1 según la desigualdad sea mínima (todos tienen la misma renta) o máxima (un individuo recibe toda la renta) y que puede expresarse como índice de Gini, multiplicándolo por 100. Su valor refleja cuánto se separa la curva de distribución de la renta (o de la riqueza o de otras magnitudes) resultante de ordenar a los individuos de menor a mayor renta e ir calculando la renta acumulada (la llamada "curva de Lorenz") de la recta que reflejaría que todos reciben la misma renta.

Contamos con una variedad de fuentes nacionales e internacionales en las que se ofrecen estimaciones del coeficiente o el índice de Gini para el caso español y otros países europeos, no siempre coincidentes entre sí. Aquí se usarán unas u otras dependiendo de la finalidad de la comparación que se lleve a cabo.

En general, la comparación entre países europeos cuenta con la fuente *EU-SILC*, basada en datos de dos encuestas, el *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE)* y su sucesora, la que en España se denomina *Encuesta de Condiciones de Vida (ECV)*, que se aplicaron o aplican en todos los países de la Unión Europea y en algunos de fuera de ella. Probablemente, estas fuentes infraestiman la desigualdad de renta, al no recoger suficientemente los ingresos más altos (Ravallion, 2018), pero, en cualquier caso, son las habitualmente utilizadas². Los índices de Gini considerados son los elaborados por *EU-SILC*. Es decir, se trata de datos secundarios, como ocurre con el resto de los indicadores utilizados en este trabajo.

Para observar la evolución a largo plazo de los índices de Gini en países europeos, se usarán, sobre todo, datos de *EU-SILC*, pues, a pesar de las discontinuidades entre las estimaciones efectuadas a partir de *PHOGUE* y de *ECV*, se pueden dibujar las líneas maestras de la evolución, y los datos no cambian tanto como los que elabora la OCDE (Carabaña, 2016: 64-76). Sin embargo, se tendrán en cuenta series nacionales cuando cubran un periodo más largo con resultados comparables entre sí. Los datos más antiguos proceden de fuentes más variadas, aunque para completarlos se tendrán en cuenta, sobre todo, el *Luxembourg Incomes Study* (*LIS*) y estudios nacionales.

Para mostrar la evolución del caso español se reflejan exhaustivamente las series disponibles, aunque no sean siempre coherentes entre sí. Se trata de registrar lo fundamental de los cambios habidos desde mediados de los sesenta del siglo XX, de comprobar un argumento habitual, el de la asociación entre la desigualdad de rentas y las fases del ciclo económico, y de evaluar si los niveles actuales son especialmente altos en comparación con el recorrido histórico del índice de Gini.

Si no se indica nada en contrario, la renta que se considera es la renta disponible equivalente. Es decir, los ingresos monetarios del hogar (salarios, ingresos de autónomos, pensiones, otros subsidios públicos, rentas derivadas de inversiones),

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Sobre la cautela de que la técnica de la encuesta (presencial o telefónica) pueda dar lugar a resultados nítidamente diferentes, véase Rodríguez (2020: 30).

después de impuestos y otras deducciones, se transforman en ingresos individuales dividiéndolos por el número de "adultos equivalentes". Para ello se utiliza una escala de equivalencia convencional, la escala OCDE modificada, según la cual el primer adulto equivale a 1 adulto, el segundo y cada miembro de 14 años o más equivale a 0,5 adultos, y cada menor de 14 años equivale a 0,3 adultos. El resultado de la división es la renta disponible equivalente y se atribuye por igual a cada miembro del hogar<sup>3</sup>.

### El recorrido a largo plazo en el conjunto de Europa occidental

En gran medida, la discusión internacional (académica y pública) sobre la desigualdad tiene lugar en un marco de referencia que tiende a dar por supuesto que las desigualdades económicas en los países desarrollados (Estados Unidos, países europeos y otros) no han hecho más que aumentar en las últimas décadas, como resultado de fenómenos tales como la globalización, la liberalización de los mercados de trabajo o la digitalización de la producción de bienes y servicios.

Como ya se apuntó en Rodríguez (2020), ese diagnóstico de amplio espectro requiere de bastantes matices. Para mostrarlos, se han actualizado y depurado las estimaciones del índice de Gini para un subconjunto de países europeos (los que conformaban la denominada Unión Europea de los 15, UE-15) y que cubren los últimos cuarenta años largos.

En el cuadro 1 se recogen esos datos, procurando seleccionar las fuentes más coherentes para cada país, y no las más equiparables internacionalmente, pues, en este caso, se trata de mostrar la evolución para cada uno y no de compararlos entre sí. Los datos se agrupan en medias quinquenales y la evolución se resume con un indicador grueso de cambio a largo plazo: la tendencia resultante de una estimación lineal desde la fecha más antigua a la más reciente de cada serie, expresándola en puntos porcentuales. El indicador es grueso, por las posibles incoherencias en cada serie y porque no siempre el mejor resumen de lo ocurrido en el periodo considerado es una línea recta, pero basta para mostrar lo fundamental de las tendencias.

Parece claro que la desigualdad de ingresos (su índice de Gini) ha tendido a aumentar con claridad en los países nórdicos, el Reino Unido y Alemania, y algo menos en Italia<sup>4</sup>. En todos estos casos las series son bastante homogéneas. El crecimiento en Dinamarca y Suecia se inicia a principios de los noventa y todavía no parece haberse detenido en Dinamarca, pero quizá sí en Suecia. En Finlandia, el crecimiento del índice de Gini en los noventa se detuvo al acabar esa década, manteniéndose estable en las dos últimas décadas. A pesar de esos aumentos, como veremos, los países nórdicos no han abandonado los últimos lugares en las clasificaciones de mayor a menor desigualdad. En el caso del Reino Unido, el creci-

<sup>3</sup> Los datos analizados en este trabajo son los que estaban disponibles en las correspondientes fuentes a mediados de marzo de 2023.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Las cifras de Austria y de Luxemburgo presentan suficientes problemas de continuidad como para no permitir un juicio sobre la evolución, aunque sea aproximado.

miento tuvo lugar, sobre todo, en los años ochenta, con variaciones menores desde principios de los años noventa. En Italia, el aumento principal se dio en la segunda mitad de la década de los noventa, con cambios menores desde entonces. En Alemania, el crecimiento es más reciente, de los tres últimos lustros.

La tendencia a la baja sería relativamente clara en Irlanda, Portugal y España (véase más adelante). En cambio, para Francia sería mejor hablar de estabilidad desde los años ochenta, con oscilaciones. Y tampoco es fácil identificar tendencias claras al alza o a la baja en los Países Bajos, Bélgica o Grecia.

Es decir, para el conjunto de países de la UE-15 no es evidente que pueda aplicarse un diagnóstico general de notable aumento de la desigualdad en las últimas décadas.

PAÍSES DE LA UE-15 (1980-2020). EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE DE GINI POR LUSTROS (MEDIAS DE CADA PERIODO)	
	POR LUSTROS

	1980- 1984	1985- 1989	1990- 1994	1995- 1999	2000- 2004	2005- 2009	2010- 2014	2015- 2020	Tendencia lineal anual
Dinamarca		22,0	22,4	23,3	24,3	26,7	27,7	29,2	0,27
Suecia	20,3	21,2	21,4	22,0	23,4	25,3	27,0	27,4	0,21
Finlandia	20,9	20,6	20,7	22,9	25,5	26,0	25,6	25,9	0,19
Luxemburgo		23,6	26,5	26,4	26,9	28,0	28,6	30,5	0,19
R. Unido	26,4	30,5	33,8	34,0	34,5	35,4	33,9	34,5	0,18
Alemania	26,2	25,0	25,0	24,9	26,5	28,4	28,7	29,2	0,16
Austria		22,7	27,0	25,0	25,9	27,0	27,4	27,2	0,11
Italia	29,7	29,9	29,8	32,6	32,3	31,8	32,5	32,9	0,09
P. Bajos	25,2	23,6	27,1	27,0	27,0	26,9	25,8	27,1	0,02
Bélgica		23,0	25,6	28,2	27,6	26,9	26,2	25,5	0,00
Grecia	30,9	31,4	35,0	34,2	33,5	33,6	34,2	32,5	-0,01
Francia	33,8	28,7	29,0	28,6	27,5	28,7	30,0	29,1	-0,01
España	36,3	35,1	34,4	33,6	31,8	32,5	34,2	33,3	-0,05
Portugal	31,3		34,0	36,2	37,6	35,9	34,3	32,6	-0,06
Irlanda	36,0	35,2	33,0	32,4	30,8	30,5	30,3	28,8	-0,18

Fuentes: Elaboración propia. A falta de indicación en contrario, los datos del índice Gini desde 1994 a 2000 proceden de *PHOGUE*, y los de 2002 a 2020, de la *ECV* (Eurostat, Gini coefficient of equivalised disposable income - *EU-SILC survey* [ILC\_DI12]). El resto de las fuentes de las que proceden los datos son las siguientes:

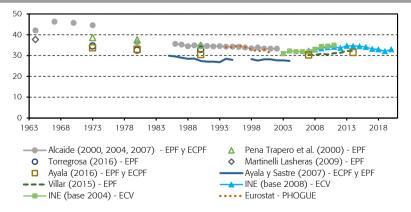
Alemania: 1984-1990, SOEP Group (2015); 1991-2019, WSI Verteilungsbericht. Austria: 1987, LIS. Bélgica: 1985, 1988, 1992, LIS. Dinamarca: 1987-2020, Statistics Denmark. España: 1980, 1986-1993, Alcaide Inchausti (2000, 2007). Finlandia: 1981, 1987-2020, Statistics Finland. Francia: 1984, 1989, LIS. Grecia: 1982, 1988, Katsimi et al., sin fecha. Irlanda: 1980, 1987, Callan y Nolan (1993). Italia: 1980-2002, Banca d'Italia. Luxemburgo: 1985, 1991, LIS. P. Bajos: 1983, 1987, 1990 y 1993, LIS. Portugal: 1980, 1990, Gouveia y Tavares (1995). R. Unido: 1980-2020, Institute for Fiscal Studies. Suecia: 1980-2020, Statistics Sweden.

#### El recorrido a muy largo plazo en España

Al establecer las líneas maestras de la evolución de la desigualdad de ingresos en España desde los años sesenta, nos enfrentamos a tres problemas principales. Primero, las encuestas de ingresos (y/o gastos) disponibles para estimar el índice de Gini son tan diversas entre sí como para que se obtengan resultados sustancialmente distintos en encuestas coetáneas, aunque se apliquen criterios similares a la estimación. Segundo, los criterios de estimación seguidos por los investigadores pueden diferir bastante, de modo que los índices pueden variar aun usándose la misma fuente. Tercero, la misma encuesta puede experimentar "rupturas de series", debidas, por ejemplo, a cómo se anotan las cifras de ingresos: es el caso de la *ECV*, que pasó de recogerlos directamente preguntando a los encuestados a complementarlos ampliamente con fuentes tributarias.

A pesar de esos problemas, considerando casi todas las estimaciones disponibles, no cabe errar demasiado en la visión de conjunto (gráfico 1). Los índices de Gini más elevados se registraron, seguramente, en la segunda mitad de los años sesenta y los primeros años setenta. Sin embargo, las estimaciones varían mucho aun partiendo de datos de la misma encuesta. Con datos agregados por deciles (los únicos disponibles), Alcaide (2000) obtiene un índice de 42,1 para 1964, pero Martinelli Lasheras (2009) lo reduce a 37,7. De manera similar, el índice calculado por Alcaide (2000) para 1973 es de 44,6, que cae hasta el 38,7 de Pena Trapero, Callealta Barroso y Núñez Velázquez (2000), y los similares 34,6 y 33,7 de Torregrosa (2016) y Ayala (2016).





Fuentes: Elaboración propia con datos de Alcaide Inchausti (2000, 2004, 2007), Martinelli Lasheras (2009), Pena Trapero et al. (2000), Torregrosa-Hetland (2016), Ayala Cañón (2016), Ayala Cañón y Sastre García (2007), Villar (2015), INE (Encuesta de condiciones de vida) y Eurostat (Panel de Hogares de la Unión Europea).

Las estimaciones con datos del periodo 1973-1990 no cuentan exactamente la misma historia, aunque tendrían en común la reducción de la desigualdad en ese periodo, mucho más pronunciada con los datos de Alcaide (2000, 2004, 2007), y menos con los del resto de autores. La reducción ya habría tenido lugar en la segunda mitad de los setenta y se habría prolongado a lo largo de los años ochenta. Dos factores habrían redundado en ello: el crecimiento de los salarios reales, sobre todo en los años setenta (Rodríguez, 2015a) y el de las prestaciones sociales (subsidios de desempleo y pensiones).

Desde 1990 hasta 2007 (último año de la correspondiente fase expansiva del ciclo), la desigualdad se habría reducido algo o apenas habría cambiado, dependiendo de la estimación. Las de Ayala y Sastre (2007) sugieren un descenso suave, con oscilaciones. También lo sugieren las de Alcaide (2007), aunque solo llegan hasta 2002. Sin embargo, las de Ayala (2016) apuntan a una estabilidad entre 1990 y 2007 (con cifras de 30,5 y 30,3, respectivamente). Lo que sí parece claro es que, hasta entonces, el índice de Gini no había variado acompasadamente con los ciclos económicos.

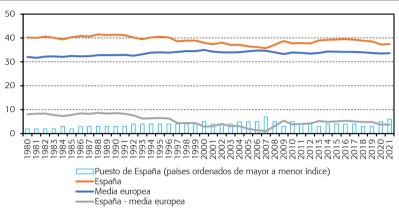
Sin embargo, desde entonces sí se observa esa variación acompasada al ciclo, de modo que el índice de Gini aumenta en las crisis y desciende, *grosso modo*, en la misma medida y a un ritmo similar, en las fases alcistas –en contra de lo que se sostiene en Ayala Cañón, coord. (2022). Con datos de la serie homogénea más reciente de la *ECV*, el índice se situó en 32,4 en 2007, alcanzó un máximo de 34,7 en 2013 (+2,3 puntos en 6 años) y un nuevo mínimo de 32,1 en 2019 (-2,6 puntos en 6 años), volviendo a crecer a raíz de la crisis económica provocada por las restricciones decretadas para afrontar la pandemia del nuevo coronavirus.

Consideradas todas las series en conjunto, los índices de Gini más recientes son probablemente inferiores a los medidos en 1973 y en 1980, y quizá podrían ser inferiores (o similares) a los de la segunda mitad de los ochenta, si tenemos en cuenta a la vez la serie de Ayala (2016) y las de *EU-SILC*.

Con datos de una fuente que no utiliza el mismo indicador de renta de los hogares y los individuos (la renta disponible equivalente) tiende a corroborarse ese juicio de conjunto para España. Se trata de la *World Inequality Database*, que estima el índice de Gini para una renta per cápita calculada dividiendo su estimación de renta neta entre el número de adultos en el hogar. Se basa en fuentes tributarias, en encuestas y en extrapolaciones a partir de ambas, y, en principio, permitiría una comparación de los datos a lo largo de bastantes décadas. El gráfico 2 recoge los datos españoles desde 1980 a 2021 y los compara con la media aritmética de los 16 países de Europa occidental que contaban con datos para 1980. Como se observa, el índice español se habría mantenido en niveles superiores a 40 en la década de los ochenta, cayendo después hasta un mínimo de 36 en 2007. Desde ese momento, el comportamiento del indicador es, *grosso modo*, cíclico, creciendo durante la crisis, cayendo después y volviendo a subir en 2020/2021. Según esta

fuente, los niveles de desigualdad españoles habrían acabado por acercarse a los europeos, en parte por el descenso en las cifras españolas, en parte por el aumento observable en la media europea hasta el comienzo del siglo XXI.





Nota: (\*) Población total, adultos, división en partes iguales; 16 países de Europa occidental con datos en 1980.

Fuente: Elaboración propia con datos de la World Inequality Database.

#### España en el marco europeo

Esta última comparación del índice de Gini español con la media de Europa occidental refleja una realidad más que conocida y comentada: la de que las cifras españolas de desigualdad de ingresos han tendido a estar entre las más altas a escala europea en las últimas décadas.

En el periodo 2004-2020, teniendo en cuenta las estimaciones de *EU-SILC*, el índice de Gini medio para España fue de 33,3 (cuadro 2), ocupando el séptimo lugar de un conjunto de 31 países europeos, casi todos de la UE, viéndose superado solo por cuatro países de lo que antes denominábamos Europa del Este (Bulgaria, Letonia, Lituania y Rumanía) y por dos de Europa del sur (Portugal y Grecia), a una distancia de 3,7 puntos de la media aritmética del conjunto, y de 7 u 8 puntos de los países con niveles de desigualdad más bajos. La posición relativa de España fue mejor en el periodo coincidente con la penúltima fase alcista del ciclo económico (2004-2007)<sup>5</sup>, empeoró en los años de crisis (2008-2013) y no mejoró claramente después.

<sup>5</sup> Uso 2004-2007 como ejemplo de fase alta del ciclo porque antes los datos son más fragmentarios y contienen bastantes rupturas de series.

Cuadro 2
PAÍSES EUROPEOS (2004-2020).
ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE

	2004-2007	2008-2013	2014-2019	2020	2004-2020
Bulgaria (1)	34,1	34,3	39,2	39,7	36,5
Letonia	37,0	35,8	35,0	35,7	35,8
Lituania	34,9	34,6	36,7	35,4	35,4
Rumanía (2)	37,1	34,2	34,8	34,3	34,8
Portugal	37,1	34,4	32,8	33,0	34,4
Grecia	33,8	33,8	32,8	32,4	33,3
España	32,1	33,8	33,6	33,0	33,3
R. Unido (3)	33,4	31,9	32,6		32,5
Italia	32,0	32,3	32,8	32,9	32,4
Estonia	32,9	32,6	31,8	30,6	32,3
Polonia	33,3	31,0	28,9	26,8	30,5
Chipre	29,1	31,2	31,0	29,4	30,5
Croacia (4)		31,0	29,6	29,2	30,1
Irlanda	31,3	30,2	29,2	26,9	29,9
Suiza (5)	30,8	29,5	30,1		29,9
Alemania	28,4	29,4	30,0	30,9	29,4
Francia	27,9	30,1	29,0	29,3	29,1
Luxemburgo	27,4	28,6	30,4	29,6	29,0
Malta	27,1	27,7	28,7	31,2	28,1
Hungría	27,9	26,6	28,2	27,6	27,5
Austria	26,4	27,6	27,3	26,7	27,1
P. Bajos	27,1	25,9	27,2	26,4	26,7
Dinamarca	24,5	26,9	27,6	27,0	26,6
Bélgica	27,4	26,3	25,8	24,1	26,2
Suecia	24,0	26,1	27,3	26,8	26,1
Finlandia	26,1	25,7	25,8	25,7	25,8
Islandia (3)	26,7	24,9	24,3		25,3
Chequia	25,3	25,0	24,5	24,8	24,9
Noruega (6)	26,6	23,2	25,1		24,8
Eslovaquia (6)	25,6	25,3	22,6		24,4
Eslovenia	23,5	23,9	23,9	23,0	23,8
Media	29,7	29,5	29,6	29,7	29,6
España - media	2,4	4,4	4,0	3,3	3,7
Puesto de España	10	6	5	5	7

Notas: (1) desde 2005; (2) desde 2006; (3) hasta 2017; (4) desde 2009; (5) 2006-2019; (6) hasta 2019. Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat, Gini coefficient of equivalised disposable income - EU-SILC survey [ILC\_D112].

### Desigualdades de mercado (salarios)

La desigualdad en la renta disponible equivalente es el resultante de la desigualdad de lo que podríamos llamar rentas de mercado (salarios, beneficios de autónomos y empresarios, sobre todo) atemperada por las transferencias monetarias procedentes de una variedad de instancias públicas, los impuestos directos y las cotizaciones sociales. A continuación se enmarca el caso español en términos de la desigualdad de mercado y de la reducción operada por las transferencias monetarias.

Una aproximación suficiente a las desigualdades de mercado la obtenemos de las desigualdades de las rentas de los trabajadores por cuenta ajena, que son la inmensa mayoría de los ocupados; es decir, de las desigualdades salariales. Con datos secundarios de la *Encuesta de Estructura Salarial*, una encuesta cuatrienal del INE, podemos calcular una ratio de desigualdad con la que comparar a España con otros países europeos y comprobar la evolución desde 2002. La ratio es la 90/10, que se calcula dividiendo el total de ingresos salariales del decil superior entre el total de ingresos salariales del decil inferior, tratándose de estimaciones de los salarios que corresponderían a asalariados equivalentes a tiempo completo. Las ratios se muestran en el cuadro 3. La ratio española ha rondado en el periodo 2002-2018 la cifra de 3,5, lo que sitúa a España en la zona intermedia de la clasificación de los 13, 28 o 31 países con datos según la fecha considerada.

Cuadro 3
PAÍSES EUROPEOS (2002-2018). DESIGUALDAD SALARIAL: RATIO 90/10 DEL SALARIO ANUAL (ASALARIADOS EQUIVALENTES A TIEMPO COMPLETO) (\*)

	2002	2006	2010	2014	2018
Alemania		3,96	4,16	4,12	3,70
Austria		3,39	3,40	3,31	3,27
Bélgica		2,49	2,39	2,28	2,58
Bulgaria	5,00	4,52	4,59	4,55	4,50
Chipre		4,18	4,12	3,99	3,89
Croacia			3,58	3,60	3,34
Dinamarca		3,09	2,60	2,73	2,70
Eslovaquia	3,22	3,47	3,43	3,70	3,36
Eslovenia	3,47	3,28	2,95	2,91	2,86
España	3,60	3,48	3,41	3,42	3,47
Estonia		4,44	4,09	3,95	3,69
Finlandia		2,50	2,55	2,60	2,52
Francia		2,87	2,95	2,95	3,04
Grecia		3,68	2,93	3,21	3,47
Hungría	3,94	4,46	4,35	3,85	3,43

Cuadro 3 (continuación)

# PAÍSES EUROPEOS (2002-2018). DESIGUALDAD SALARIAL: RATIO 90/10 DEL SALARIO ANUAL (ASALARIADOS EQUIVALENTES A TIEMPO COMPLETO) (\*)

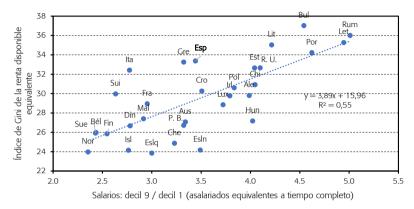
	2002	2006	2010	2014	2018
Irlanda	3,37	3,88	3,68	3,80	3,80
Islandia			2,66	2,87	2,85
Italia		2,91	2,85	2,70	2,64
Letonia		6,15	4,70	4,50	4,43
Lituania	4,49	4,72	4,36	4,10	3,68
Luxemburgo		3,57	3,57	3,76	3,99
Malta		2,57	2,93	3,03	3,14
Noruega		2,36	2,32	2,39	2,34
Países Bajos	2,97	3,14	3,32	3,41	3,41
Polonia	3,96	4,06	3,86	3,85	3,57
Portugal		5,25	5,01	4,39	3,83
Reino Unido	4,06		4,14	4,01	3,86
República Checa	2,95	3,15	3,27	3,40	3,10
Rumania	5,46	5,68	5,29	4,95	4,12
Suecia	2,81	2,58	2,32	2,38	2,43
Suiza			2,71	2,59	2,60
Media	3,79	3,71	3,50	3,46	3,34
España - media	-0,19	-0,24	-0,09	-0,04	0,12
Puesto de España	7	15	16	16	14
Nº de países con datos	13	28	31	31	31

Notas: (\*) Salario medio del decil 9 / salario medio del decil 1.

Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat, Structure of earnings survey: annual earnings [EARN\_SES\_ANNUAL].

La desigualdad de mercado así medida se asocia positivamente, a escala de país europeo, con la desigualdad de la renta disponible equivalente, tal como se comprueba en el gráfico 3. Tomando las ratios 90/10 medias del periodo 2002-2018 y la media del índice de Gini de la renta disponible equivalente para el mismo periodo, se observa una asociación lineal de bastante fuerza (R²=0,55), aunque en no pocos casos el índice de Gini se "aleja" de los valores predichos por el modelo implícito en esa asociación lineal, es decir, predichos por su desigualdad salarial. En el caso de España, el alejamiento, por arriba, es de los más notables. Según el modelo, debería tener un Gini de 29,3, pero lo tiene de 33,4, con unos cuatro puntos de demasía. Con un exceso tal, España forma grupo con países como Italia, Grecia o Bulgaria, precisamente algunos de los que cuentan con desigualdades de la renta disponible más altas.

Gráfico 3 PAÍSES EUROPEOS (2006-2018). DESIGUALDAD SALARIAL Y DE LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE (MEDIAS DEL PERIODO)



Fuentes: Elaboración propia con datos de Eurostat, Gini coefficient of equivalised disposable income - EU-SILC survey [ILC\_DI12] y Structure of earnings survey: annual earnings [EARN\_SES\_ANNUAL].

Una parte de esas diferencias entre los resultados previstos y los "reales" debe de tener que ver con uno de los elementos de la desigualdad de mercado que no se ven reflejados directamente en la desigualdad salarial. Se trata de lo que ocurra con los desempleados, cuyos ingresos de mercado no son los salariales, sino las correspondientes prestaciones por desempleo, si no las han agotado. De hecho, continuando el ejercicio exploratorio de asociar las desigualdades salariales y las de la renta disponible equivalente, para intentar incorporar la posible influencia de las desigualdades debidas al desempleo, podemos añadir al modelo un indicador grueso, la tasa de paro media del periodo 2006-2018. Al hacerlo, mejora el ajuste (R² pasa de 0,55 a 0,64), en no poca medida porque se reduce la distancia entre el índice de Gini previsto y el derivado del modelo en países como Grecia (de 4,38 a 1,09 puntos) y España (de 4,04 a 0,71). Ambos registran las tasas de paro más altas de Europa.

#### El papel de las transferencias monetarias

Es sabido que la "mala" posición española en los *ranking* de desigualdad de ingresos se debe a que el sistema público de impuestos y transferencias monetarias no atempera tanto las desigualdades de mercado como en otros (bastantes) países europeos. La bibliografía suele coincidir al respecto, como se expuso en Rodríguez (2020)<sup>6</sup>.

Véase, en particular, la bibliografía citada en Rodríguez (2020: 43) y como referencia de síntesis estadística reciente, Vtyurina (2020). Quizá se trate de un rasgo característico de los regímenes de bienestar mediterráneos (Giangregorio, 2022).

Sin embargo, en aras del objetivo principal de este trabajo, el de ofrecer una imagen equilibrada y suficientemente contextualizada de las desigualdades económicas en España, sí puede tener sentido ahondar en la sugerencia recogida en Pérez-Díaz y Rodríguez (2020) acerca de qué tipo de rentas parecen más eficaces para reducir las desigualdades de mercado. Como entonces, no se trata de ninguna constatación al modo econométrico, sino de un paso más en la exploración iniciada con esa publicación.

En ella se correlacionó el gasto público total, en protección social y en las distintas partidas de esta (todas ellas implicando transferencias monetarias) en porcentaje del PIB, con el índice de Gini, usando medias del periodo 2005-2016 y refiriéndonos a un conjunto de 20 países de Europa occidental. Los resultados de las correlaciones apuntaban a la relevancia del gasto en prestaciones de enfermedad o discapacidad, familiares y las relativas a la exclusión social no consideradas en otras partidas. La suma de estas tres partidas, en porcentaje del PIB, se asociaba negativamente, con fuerza, con el índice de Gini (r lineal = -0,74).

Aquí se repite ese ejercicio para un conjunto más amplio de países europeos (31) y con datos anuales que cubren el periodo 2004-2020. Los resultados se recogen en el cuadro 4, que contiene los valores del coeficiente de Pearson (r) para las correlaciones lineales entre las partidas de gasto y el índice de Gini, resaltándose en negrita las significativas estadísticamente. Como se observa, las tres partidas de gasto antedichas (enfermedad, familia, exclusión social) tienden a mantener una asociación negativa y sustantiva (y casi siempre significativa) con el índice de Gini. Destacan por tener los valores absolutos del coeficiente de correlación más altos las de enfermedad y familia, pero los correspondientes a la partida de exclusión también tienden a ser más altos que los de cualquier partida distinta de esas tres, los cuales, por otra parte, casi nunca son estadísticamente significativos. El conjunto de enfermedad, familia y exclusión (EFE) siempre presenta una asociación negativa y estadísticamente significativa, y su coeficiente siempre tiene el mayor valor absoluto.

El gasto total en protección social también se asocia negativamente con el índice de Gini a lo largo de todo el periodo, pero solo lo hace con claridad (sustantiva y significativamente) entre 2004 y 2008. Partidas como las de "edad avanzada" (pensiones de jubilación) y "supérstites" (pensiones de viudedad y orfandad) presentan correlaciones tanto negativas como positivas, y casi nunca son mínimamente sustantivas. La partida de "desempleo" suele presentar asociaciones negativas con el índice de Gini, pero no son sustantivas y casi nunca son estadísticamente significativas.

Si las partidas de enfermedad, familia y exclusión son relevantes para explicar la variación de los niveles de desigualdad de ingresos de unos países europeos a otros, entonces puede tener sentido enmarcar el caso español en el contexto europeo también con respecto a esos componentes del gasto social, como se hace a continuación. Con la media de los porcentajes anuales para el periodo 2004-2020,

uadro 4

PAÍSES EUROPEOS (2004-2020). CORRELACIONES LINEALES ENTRE DIVERSAS PARTIDAS DEL GASTO PÚBLICO EN PROTECCIÓN SOCIAL (EN PORCENTAJE DEL PIB) Y EL ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA EQUIVALENTE DISPONIBLE (R DE PEARSON) (\*)

	Total	Enfermedad e incapacidad	Edad avanzada	Supérstites	Familia e hijos	Desempleo	Vivienda	Exclusión social n.c.o.p.	EFE (**)
2004	-0,48	-0,50	-0,07	0,13	-0,50	-0,39	-0,09	-0,44	-0,61
2005	-0,52	-0,46	-0,18	0,10	-0,51	-0,42	-0,01	-0,36	-0,57
2006	-0,52	-0,60	-0,06	-0,09	-0,55	-0,27	-0,10	-0,44	-0,70
2007	-0,44	-0,53	-0,01	-0,04	-0,55	-0,18	-0,02	-0,39	-0,63
2008	-0,39	-0,45	0,03	-0,08	-0,49	-0,13	-0,03	-0,33	-0,56
2009	-0,22	-0,40	0,23	0,11	-0,43	-0,04	-0,08	-0,35	-0,51
2010	-0,16	-0,50	0,36	0,19	-0,52	-0,09	-0,10	-0,31	-0,59
2011	-0,20	-0,60	0,31	0,21	-0,52	-0,07	-0,17	-0,28	-0,64
2012	-0,24	-0,62	0,24	0,20	-0,50	-0,07	-0,21	-0,33	-0,65
2013	-0,28	-0,60	0,16	0,17	-0,51	-0,06	-0,20	-0,26	-0,62
2014	-0,33	-0,56	0,11	0,10	-0,47	-0,17	-0,22	-0,36	-0,61
2015	-0,23	-0,48	0,16	0,17	-0,44	-0,17	-0,23	-0,38	-0,55
2016	-0,31	-0,40	0,02	0,12	-0,39	-0,18	-0,17	-0,35	-0,48
2017	-0,20	-0,38	0,10	0,08	-0,33	-0,13	-0,09	-0,23	-0,42
2018	-0,27	-0,41	0,01	0,06	-0,21	-0,07	-0,23	-0,31	-0,41
2019	-0,26	-0,37	-0,02	0,06	-0,27	0,01	-0,15	-0,23	-0,39
2020	-0,22	-0,30	0,03	0,13	-0,42	-0,10	-0,32	-0,42	-0,46

Notas: (\*) Países de la UE-28 junto con Islandia, Noruega y Suiza. Los coeficientes en negrita son significativos, al menos, a un nivel de 0,05.

Fuentes: Elaboración propia con datos de Eurostat, Gini coefficient of equivalised disposable income - EU-SILC survey [ILC\_DI12\_custom] y General government expenditure by function (COFOG) [GOV\_10A\_EXP].

el gasto en protección social en España representaba el 16,2 % del PIB, una cifra muy similar a la media aritmética de los 31 países europeos contemplados en el cuadro 5, lo que la situaba en el puesto 15º de más a menos gasto.

La posición española, sin embargo, varía mucho de unas partidas a otras. Es alta en la de desempleo (2,3 %, en el puesto 2, duplicando con creces el dato medio), lo cual no extraña, dadas las altas tasas de paro españolas y el tipo de políticas (pasivas, de subsidios) que solemos usar para afrontarlas. También lo es en las de supérstites (2,2 %, en el puesto 2, duplicando el dato medio), lo cual es esperable, pues muchos países europeos están más avanzados en el camino de limitar temporalmente las pensiones de viudedad. El gasto en pensiones de jubilación español se sitúa en un nivel medio en el periodo considerado (8,1 %, en el puesto 17, apenas por debajo de la media). Si sumamos ambas partidas (edad avanzada

<sup>(\*\*)</sup> Suma de enfermedad, familia y exclusión.

y supérstites) obtenemos, grosso modo, el gasto en pensiones para la población de más edad: en este caso, la cifra española (10,2 %) sería superior a la media (9,3 %), y España ascendería al tercio superior de la clasificación de países (puesto 11°).

Cuadro 5
PAÍSES EUROPEOS (2004-2020). GASTO PÚBLICO EN DIVERSAS PARTIDAS
DE "PROTECCIÓN SOCIAL" EN PORCENTAJE DEL PIB (MEDIA DEL PERIODO)

	Total	Enfermedad e incapacidad	Edad avanzada	Supérs- tites	Familia e hijos	Desempleo	Vivienda	Exclusión social n.c.o.p.	EFE
Alemania	19,7	2,9	9,5	1,9	1,6	2,1	0,4	0,5	5,0
Austria	20,7	1,9	12,4	1,5	2,4	1,3	0,1	0,9	5,2
Bélgica	18,9	2,9	8,4	1,8	2,2	2,2	0,2	1,0	6,2
Bulgaria	12,0	0,8	8,4	0,0	1,7	0,4	0,2	0,1	2,6
Chipre	12,1	0,6	5,1	1,3	2,4	0,7	0,0	1,9	4,9
Croacia	14,6	2,0	8,7	1,1	1,9	0,4	0,1	0,2	4,1
Dinamarca	23,1	4,8	7,6	0,0	4,8	2,9	0,7	1,6	11,3
Eslovaquia	14,5	2,8	7,2	0,8	1,3	0,2	0,0	0,4	4,5
Eslovenia	17,9	2,5	10,3	1,4	2,0	0,6	0,0	0,8	5,3
España	16,2	2,4	8,1	2,2	0,8	2,3	0,1	0,3	3,4
Estonia	12,0	2,0	6,9	0,1	2,1	0,6	0,0	0,2	4,3
Finlandia	22,9	3,9	11,2	0,8	3,1	2,2	0,4	0,8	7,8
Francia	23,5	2,8	12,8	1,5	2,4	2,0	0,9	1,0	6,1
Grecia	18,8	1,6	13,5	1,7	0,7	0,7	0,1	0,2	2,6
Hungría	15,7	3,1	7,0	1,1	2,2	0,5	0,5	1,0	6,3
Irlanda	12,7	2,4	4,6	0,7	1,8	1,8	0,8	0,4	4,6
Islandia	10,0	2,7	2,7	0,0	2,3	0,8	0,7	0,4	5,4
Italia	19,9	1,7	13,1	2,6	0,9	1,0	0,0	0,5	3,1
Letonia	11,3	2,0	6,8	0,2	1,0	0,5	0,1	0,4	3,5
Lituania	13,0	3,9	6,0	0,4	1,4	0,6	0,1	0,4	5,7
Luxemburgo	17,3	2,4	9,6	0,0	3,4	1,0	0,0	0,7	6,5
Malta	12,5	1,4	7,2	1,5	1,0	0,4	0,2	0,3	2,7
Noruega	18,0	6,5	6,1	0,2	3,3	0,5	0,1	0,8	10,6
P. Bajos	16,2	4,6	6,1	0,2	1,5	1,1	0,4	2,2	8,3
Polonia	16,4	2,4	9,5	1,7	1,7	0,6	0,1	0,2	4,4
Portugal	17,1	1,4	10,8	1,7	1,2	1,0	0,3	0,3	2,9
R. Unido	15,5	2,3	8,1	0,1	1,9	0,3	1,2	1,4	5,7
R. Checa	12,9	2,5	7,1	0,6	1,7	0,2	0,2	0,4	4,5
Rumanía	11,6	1,0	8,6	0,1	1,1	0,2	0,0	0,2	2,3
Suecia	20,4	4,5	10,3	0,4	2,5	1,4	0,3	1,0	7,9
Suiza	12,9	3,0	6,5	0,3	0 <u>,</u> 5	1,2	0,0	1,4	4 <u>,</u> 9
Media	16,1	2,6	8,4	0,9	1,9	1,0	0,3	0,7	5,2
Esp media	0,1	-0,3	-0,3	1,3	-1,1	1,3	-0,2	-0,4	-1,8
Pto. de España	15	19	17	2	29	2	23	24	25

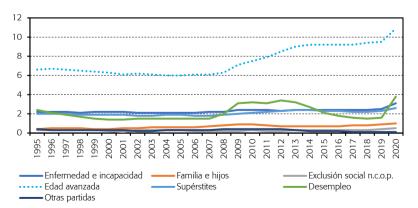
Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat, General government expenditure by function (COFOG) [GOV\_10A\_EXP].

Por el contrario, la posición española es baja o muy baja, precisamente, en las partidas más asociadas negativamente con el índice de Gini. En "enfermedad e incapacidad", con un 2,4 %, algo por debajo de la media, ocupa el puesto 19°. En "familia e hijos", su 0,8 % es un 60 % inferior a la media, lo que deja a España en el puesto 29°. Y algo similar ocurre con el gasto en exclusión social, pues el 0,3 % español vuelve a ser un 60 % inferior al dato medio, por lo que no extraña que España ocupe la posición 24ª. Sumadas estas tres partidas (EFE), la cifra española (3,4 %) es claramente inferior a la media (5,2 %) y se sitúa en el puesto 25°.

Las cifras medias del periodo 2004-2020 son, de todas formas, un tanto engañosas, pues no reflejan la evolución del gasto en protección social, la del total y la de sus partidas. En España, el total del gasto creció desde niveles próximos al 13/14 % en la segunda mitad de los noventa a niveles cercanos al 17 % al acabar la segunda década del nuevo siglo. La gran caída del PIB en 2020 debida a las medidas contra la pandemia, junto con el gran aumento en prestaciones de desempleo y la inercia del resto del gasto social proyectaron el peso del gasto en protección social por encima del 22 %.

Dejando de lado, por ahora, las cifras de 2020, entre 1995 y 2019 la partida que más creció fue la del gasto en pensiones de jubilación (de cerca del 6,5 a cerca del 9,5 %), a lo que habría que sumar un gasto en pensiones de viudedad que no solo no ha descendido, sino que se ha mantenido casi siempre por encima del 2 %, experimentando incluso un alza en la última década (gráfico 4). La partida de desempleo ha seguido de cerca la evolución de la economía, pero, aunque en la serie





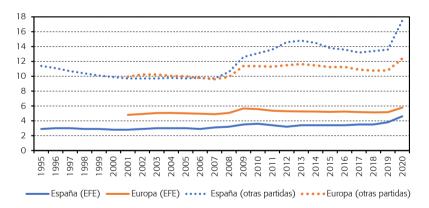
Fuente: Eurostat, General government expenditure by function (COFOG) [GOV\_10A\_EXP].

abundan más los años de bonanza (19) que los de crisis (6), si acaso la tendencia lineal del gasto en desempleo ha sido moderadamente al alza.

Las prestaciones de enfermedad y discapacidad, así como las familiares, han ganado algo de peso en el PIB, pero no tendencialmente, sino subiendo una especie de pequeño escalón justo antes de la penúltima crisis (en 2006-2008), pues después su tendencia ha sido plana. La partida de exclusión social se mantuvo en su nivel del 0,3 % a lo largo del periodo 1995-2019.

En conjunto, esas tres partidas (EFE) se habían mantenido en un nivel del 3 % hasta ese "salto" entre 2006 y 2008, y desde entonces lo han hecho en un nivel del 3,4 % (gráfico 5), lo cual ha supuesto una mínima convergencia con las cifras medias europeas. Lo contrario ha ocurrido con el resto de las partidas (básicamente, pensiones y desempleo), que han crecido bastante más en España que a escala del conjunto de países europeos considerados.

Gráfico 5
ESPAÑA Y PAÍSES EUROPEOS (1995-2020). PARTIDAS DEL GASTO EN PROTECCIÓN SOCIAL EN PORCENTAJE DEL PIB



Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat, General government expenditure by function (COFOG) [GOV\_10A\_EXP].

#### 2.3. DESIGUALDADES EN EL GASTO O EL CONSUMO

La consideración conjunta de las desigualdades de ingresos y las de consumo nos ofrece una visión más ajustada a la realidad que la resultante de fijarnos solo en las de ingresos, especialmente si, además de tener en cuenta la dimensión monetaria de las segundas, reparamos, siquiera ilustrativamente, en los bienes o servicios que se consumen, como se argumentará a continuación. Como poco, interesa tener en cuenta las desigualdades de consumo si son distintas (mayores o menores) de

las de ingresos y si su evolución temporal a corto plazo también lo es. En general, suelen ser menores que las de ingresos, pues la capacidad y la propensión al ahorro suele ser mayor en las rentas altas, y variar menos intensamente que las de ingresos, pues las familias tienden a mantener en lo posible sus niveles de consumo, reduciendo sus ahorros o endeudándose<sup>7</sup>.

Como recuerdan Attanasio y Pistaferri (2016: 3-4), esa consideración conjunta nos puede ayudar a entender los mecanismos de suavización de los niveles de consumo a lo largo del tiempo, la naturaleza temporal o permanente de los choques de ingresos (subidas o caídas), la experiencia diferencial de la desigualdad en los niveles bajos y altos de ingresos (pues los precios relativos de los productos que consumen pueden tener dinámicas diferentes), y si un mayor "consumo" de ocio puede compensar un menor consumo de bienes o servicios en términos de bienestar, que es, en el fondo, de lo que se trata.

Contamos con muchos menos indicadores de desigualdad de gasto o de consumo que de ingresos (o, incluso, que de riqueza), pero son suficientes para una aproximación que compare ambas en España y en el conjunto de Europa y nos ofrezca una mínima perspectiva diacrónica.

### Desigualdad de consumo en España a largo plazo

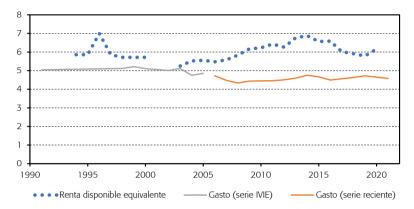
Cabe reconstruir suficientemente el recorrido a largo plazo de la desigualdad de gasto en España. Con las tablas de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (*EPF*) publicadas por el INE, podemos calcular, para el periodo 2006-2021, un indicador de desigualdad en el gasto, la ratio S80/20, que divide el gasto por persona efectuado por los hogares en el quintil superior de gasto entre el de los hogares situados en el quintil inferior. De este modo, se puede "prolongar" la serie de la Fundación la Caixa y el IVIE estimada con la encuesta antecesora de la *EPF* para el periodo 1991-2005, aunque, obviamente, se trata de fuentes y series distintas. Y podemos comparar la ratio S80/20 del gasto con la ratio S80/20 de la renta disponible equivalente elaborada por Eurostat en el marco de *EU-SILC* para el periodo 1994-2020. Los resultados se recogen en el gráfico 6.

En primer lugar, los datos confirman que la desigualdad de gasto tiende a ser inferior a la de ingresos. Si la media de la ratio S80/20 para los ingresos es de 6,2 para el periodo 2006-2020, la media para el gasto se queda en 4,6. En segundo lugar, también parece claro que las oscilaciones en la desigualdad de ingresos son más pronunciadas que las de la del gasto, cuyo indicador permanece bastante estable en las dos series incluidas en el gráfico 68, confirmando la idea de la suavización de su nivel a lo largo del tiempo.

Lo cual puede explicar que la desigualdad de consumo creciera en las décadas anteriores a los primeros años del siglo XXI bastante menos que la desigualdad de renta, como sugieren Krueger y Perri (2006).

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> En los años comunes a las series recientes de ingresos y gastos se observa a simple vista que las primeras no solo oscilan más, sino que mantienen una asociación más clara con el ciclo económico. De hecho, si las comparamos estandarizándolas según la media de ambas en los años comunes, se comprueba que la desviación típica de los ingresos (0,07) duplica con creces la de los gastos (0,03).

Gráfico 6
ESPAÑA (1991-2021). DESIGUALDAD DE INGRESOS (RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE) Y DE CONSUMO (GASTO POR PERSONA): RATIO S80/20



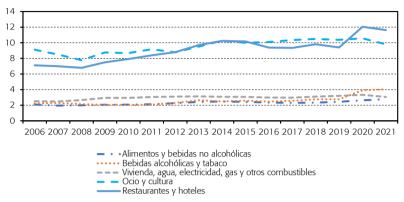
Fuentes: Elaboración propia con datos de Eurostat, Distribution of income by quantiles - EU-SILC and ECHP surveys [ILC\_DI01], Fundación Caixa Galicia e IVIE (2009), e INE, Encuesta de Presupuestos Familiares.

La relativa estabilidad del indicador de desigualdad de gasto entre 2006 y 2021 encubre, de todos modos, variaciones de cierto relieve según las partidas del gasto familiar, que pueden presentar indicadores de desigualdad muy distintos entre sí, reflejando las distintas estrategias y posibilidades de los hogares para afrontar los tiempos de crisis y de bonanza. En el gráfico 7 se recogen las ratios S80/S20 para las partidas de gasto cuya desigualdad tiende a aumentar, mientras que el gráfico 8 refleja las ratios de las partidas cuya desigualdad tiende a disminuir.

Por lo pronto, los datos del gráfico 7 hacen evidente que las desigualdades en el gasto en ocio y cultura o en restaurantes y hoteles son muy superiores a las medibles para gastos, digamos, más básicos, como los de alimentos, bebidas alcohólicas y vivienda. En estas tres últimas partidas, además, los niveles de desigualdad son inferiores a los medios para el total del gasto y, aunque han crecido, lo han hecho muy moderadamente (excluyendo el salto reciente en la partida de bebidas alcohólicas). La desigualdad ha aumentado claramente en la partida de restaurantes y hoteles, sobre todo, en los años de restricciones asociadas a la pandemia, pero no ha ocurrido lo mismo con la otra partida "desigualitaria", la de ocio y cultura.

La desigualdad ha tendido a caer en el resto de las grandes partidas de gasto, pero no en la misma medida ni siempre de manera lineal (gráfico 8). Llamativamente, la que más se ha reducido es una de las que presenta una desigualdad más alta, la relativa a los gastos en enseñanza, casi todos destinados a servicios de enseñanza privada, lo cual significa que esos gastos, seguramente, han crecido más en los niveles más bajos de ingresos que en los niveles más altos. Algo pare-



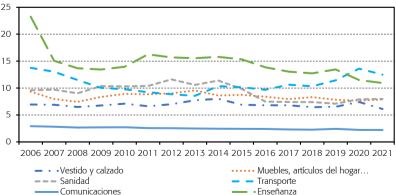


Fuente: Elaboración propia con datos de INE, Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

cido ha debido de ocurrir con el gasto en sanidad privada, como sugiere la caída en el indicador de desigualdad correspondiente a la partida de gasto sanitario en los últimos años.

También es destacable el descenso en la desigualdad de gasto en comunicaciones, un gasto hoy básico, fundamentalmente en telefonía, en el que la desigualdad es claramente inferior a la media y cuya ratio ha caído desde 2,9 a 2,2.





Fuente: Elaboración propia con datos de INE, Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

### La desigualdad de consumo española en el marco europeo

EU-SILC ha elaborado estadísticas experimentales de desigualdad en consumo con encuestas de 2010 y 2015, pero no hay datos posteriores. Nos sirven para situar el caso español en el contexto europeo, como se hace en el cuadro 6, que recoge índices de Gini para la renta disponible equivalente y para el consumo equivalente. Por lo pronto, resulta evidente que la desigualdad de consumo es casi siempre inferior a la de ingresos, con alguna excepción, aunque la distancia entre ambas puede variar bastante de unos países a otros y hacerlo de manera no muy sistemática. De hecho, aunque los datos de 2010 sugieren que la desigualdad de ingresos y la de gasto parecerían mantener cierta asociación a escala de país ( $r^2$  lineal = 0,43), dicha asociación ni siquiera se sostiene con los datos de 2015 ( $r^2$  = 0,03).

En el caso español también se cumple que la desigualdad de consumo es menor que la de ingresos, tanto en 2010 (con índices respectivos de 32,7 y 31,1) como en 2015 (33 y 29,4). Sus índices de Gini tienden a situarla por encima de la media aritmética del grupo de países europeos con que la comparamos, más en términos de consumo que de ingresos, y su posición relativa es alta (rondando los puestos 5 a 8 según el indicador y el año), tanto en términos de ingresos como de consumo.

Cuadro 6
PAÍSES EUROPEOS (2010, 2015). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE Y DEL CONSUMO EQUIVALENTE (\*)

		2010		2015			
	Ingresos	Consumo	Ratio	Ingresos	Consumo	Ratio	
Alemania	30,7	27,7	0,903	32,7	26,1	0,800	
Austria	28,7	25,8	0,898	27,6	28,5	1,030	
Bélgica	28,3	26,9	0,950	28,2	25,3	0,895	
Bulgaria				38,1	26,0	0,683	
Chequia	27,1	13,4	0,495	28,3	15,3	0,542	
Chipre	31,3	30,5	0,974	32,0	28,3	0,886	
Croacia	33,4	27,5	0,823	32,2	24,5	0,762	
Dinamarca	30,1	26,9	0,892	30,6	13,5	0,440	
Eslovaquia	27,5	23,2	0,842	25,1	25,6	1,022	
Eslovenia	28,1	26,2	0,932	28,4	26,0	0,916	
España	32,7	31,1	0,951	33,0	29,4	0,889	
Estonia	34,7	34,2	0,987	36,7	33,7	0,918	
Finlandia	29,1	33,9	1,164	28,9	27,3	0,945	
Francia	30,0	27,6	0,920	27,6	27,9	1,010	
Grecia	33,2	34,4	1,036	31,9	27,9	0,876	
Hungría	26,4	21,2	0,805	27,9	23,7	0,848	

Cuadro 6 (continuación)

# PAÍSES EUROPEOS (2010, 2015). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE Y DEL CONSUMO EQUIVALENTE (\*)

		2010		2015			
	Ingresos	Consumo	Ratio	Ingresos	Consumo	Ratio	
Irlanda	29,9	28,2	0,945	30,5	26,3	0,860	
Italia	31,6	31,7	1,003				
Letonia	36,7	32,2	0,878	38,5	30,3	0,788	
Lituania	39,0	31,0	0,796	41,0	24,4	0,593	
Luxemburgo	25,3	25,9	1,026	29,6	24,1	0,812	
Malta	29,3	29,9	1,018	30,5	31,8	1,043	
P. Bajos				29,3	20,6	0,702	
Polonia	30,2	26,6	0,882	29,2	23,9	0,819	
Portugal	33,9	34,4	1,013	33,2	25,5	0,768	
R. Unido	33,6	30,8	0,917	31,8	30,3	0,954	
Rumanía	31,5	27,8	0,883	42,8	24,1	0,563	
Suecia	28,8	26,8	0,932	29,4	28,0	0,951	
Media	30,8	28,3	0,919	31,7	25,9	0,817	
España - media	1,9	2,8	0,033	1,4	3,5	0,073	
Puesto de España	8	7	9	7	5	11	

Fuente: Elaboración propia con datos de Eurostat, Share of households and economic resources by income, consumption and wealth quantiles – experimental statistics [ICW\_RES\_01].

Un indicador indirecto sobre la desigualdad de acceso a los bienes duraderos y los servicios (privados) considerados como básicos

Cuando descendemos al detalle de las desigualdades de gasto en España y las evaluamos por partidas, saltan a la vista los tipos de consumo que marcan más diferencias, como ya se ha visto. Se trata de los gastos "menos básicos": viajes (restaurantes y hoteles), ocio y cultura, enseñanza (privada), sanidad (privada)... En alimentación o comunicaciones, las desigualdades son mucho más bajas.

Los indicadores de desigualdad de gasto que pueden elaborarse con encuestas como las analizadas pueden ser relevantes para describir y entender el grado de cohesión de una sociedad o el grado en que esta se aproxima a los "repartos" considerados mayoritariamente como justos. Sin embargo, resultan un tanto abstractos y desencarnados, sobre todo, si pretendemos tener una visión de las distancias entre los estratos sociales en términos del acceso real a los bienes y servicios considerados como el estándar de una vida digna en la actualidad. Hacen falta otros indicadores que reflejen la extensión del acceso a las comodidades que ha traído consigo el crecimiento económico y que acabamos dando por supuestas como constituyentes de una vida (materialmente) buena.

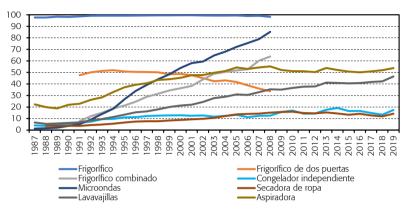
Veámoslo con un par de ejemplos. En la España actual, y en gran parte de la Europa actual, unos hogares gastan más en combustibles de automoción que otros, por ejemplo, porque viajan más, pero en casi todos los hogares con cabezas de familia en la edad de ser conductores activos hay, al menos, un coche. En algunos hogares, la televisión tendrá 90 pulgadas, en otros tendrá 40, pero en todos hay un televisor. Y así con tantos y tantos electrodomésticos y máquinas al servicio de nuestro bienestar, en principio, material.

El crecimiento económico ha igualado mucho a las gentes en esos términos. En su momento, solo unos pocos podían disfrutar de la gran movilidad que implicaba un automóvil, pero, con el tiempo, todos o casi todos han podido hacerlo. La categoría de los automóviles puede ser muy diversa, pero el hecho básico de poder desplazarse libremente, con mucha rapidez y comodidad, y a un coste asequible es el mismo. Podría decirse que es la propiedad y/o el uso de todas esas comodidades lo que más iguala las condiciones materiales de vida; añadiéndoles, obviamente, las mejoras en otras dimensiones (saneamiento público, viviendas habitables, alimentación, sanidad...), también derivadas del crecimiento económico. Se trata de propiedades que no son "riqueza", como sí puede serlo una vivienda o unos activos financieros. Son "bienestar material" (o de otro tipo): comunicación (teléfono, Internet), movilidad (coche), alimentos no estropeados (nevera), tareas más fáciles (plancha eléctrica, lavadora, lavavajillas), entretenimiento (radio, televisión, equipos de música) y trabajo en casa (ordenador). Acaban representando las posesiones y las comodidades básicas en sociedades ricas como la nuestra. Su disfrute no acaba de medirse bien en las encuestas de gasto y tampoco en las de ingresos.

La desigualdad en el acceso a ese tipo de bienes duraderos se ha reducido mucho en los países desarrollados en las últimas décadas, algo que muestran Attanasio y Pistaferri (2016) para Estados Unidos con datos de la *Consumer Expenditure Survey* para los deciles superiores e inferiores de la distribución de ingresos. Por ejemplo, a comienzos de los años ochenta, los lavavajillas estaban presentes en el 80 % de los hogares con ingresos superiores, pero solo en el 30 % de los de ingresos inferiores. Treinta años después, las distancias se habían recortado, con porcentajes respectivos cercanos al 95 % y al 60 %. No contamos con datos similares para España, pero podemos ilustrar esa igualación de otro modo: simplemente, observando la evolución del porcentaje de hogares propietarios de los electrodomésticos o con acceso a las comodidades de las que hablamos. Gracias a la AIMC (Asociación para la Investigación de Medios de Comunicación) contamos con series prolongadas para bastantes de esos bienes o servicios. Algunas de las más significativas se reflejan en los gráficos 9 a 12, comentados brevemente a continuación.

A la altura de 1987 ya había frigorífico en casi todos los hogares y pocos años después lo hubo en todos (gráfico 9). La convergencia al respecto se refleja, más bien, en el creciente porcentaje de hogares con frigoríficos con más prestaciones, los combinados, muy minoritarios a comienzos de los años noventa y que en 2008

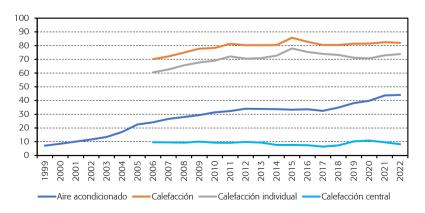
Gráfico 9
ESPAÑA (1987-2019). PORCENTAJE DE HOGARES QUE POSEEN DISTINTOS ELECTRODOMÉSTICOS



Fuente: Elaboración propia con datos de AIMC (varios años).

(último año con datos) ya estaban presentes en el 64 % de los hogares. Otros electrodomésticos cuya presencia ha crecido muy sustancialmente en las últimas décadas son el microondas (1 % en 1987, 85 % en 2008), la aspiradora (22 % en 1987, 54 % en 2019) y el lavavajillas (7 % en 1987, 46,5 % en 2019).

Gráfico 10 ESPAÑA (1999-2022). PORCENTAJE DE HOGARES CON CALEFACCIÓN Y/O AIRE ACONDICIONADO



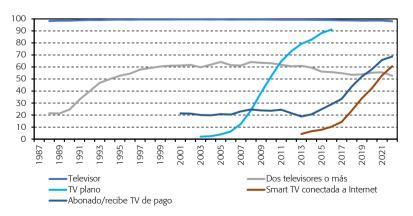
Fuente: Elaboración propia con datos de AIMC (varios años).

Calefacción (se entiende como alguna modalidad de calefacción fija por todo el hogar y no, simplemente, unos radiadores móviles) había en el 70 % de los hogares en 2006, porcentaje que ha seguido creciendo, hasta el 82 % de 2022 (gráfico 10). El crecimiento de la penetración del aire acondicionado es mucho más reciente, de modo que muy pocos hogares (el 7 %) contaban con él en 1999. Hoy está presente en el 44 % de los hogares.

El equipamiento ligado al entretenimiento audiovisual se generalizó muchísimo antes, de modo que, en la práctica, todos los hogares tenían probablemente televisión en los años ochenta, si no antes. Lo que marcó después las diferencias iniciales, y la futura convergencia, fue la cantidad y la calidad de los televisores y los servicios asociados a ellos. Por ejemplo, a la altura de 2003 casi nadie (un 2 %) tenía una televisión plana como las actuales, pero en poco más de una década casi se habían universalizado (91 % en 2016) (gráfico 11). Más adelante, se trató de televisores "inteligentes" (*smart tvs*) con conexión a Internet, con una presencia casi imperceptible en 2013 (4 %), pero superior a la mitad de los hogares (61 %) en 2022.

La telefonía fija acabó por universalizarse en los hogares a comienzos de este siglo, pero en 1987 todavía carecía de teléfono un 36 % de los hogares (gráfico 12). La telefonía móvil se extendió después, con un crecimiento vertiginoso entre 1995 (2 %) y 2001 (68 %) y más lento después, hasta universalizarse en la última década. En los últimos treinta y cinco años también ha crecido mucho la presencia de los ordenadores personales, aunque no se han universalizado, seguramente porque los mayores apenas los usan y porque una parte de las funcionalidades por las que

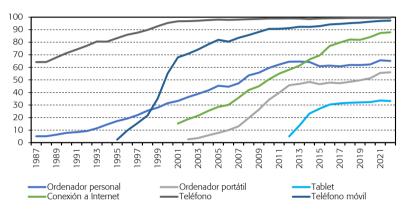
Gráfico 11 ESPAÑA (1987-2022). PORCENTAJE DE HOGARES SEGÚN EQUIPAMIENTO TELEVISIVO



Fuente: Elaboración propia con datos de AIMC (varios años).

estaban presentes en los hogares las desempeñan otros *gadgets*, como las *tablets* y, sobre todo, los teléfonos móviles "inteligentes". Lo que sí se ha universalizado en la práctica es la conexión a Internet en el hogar, pues casi un 90 % de los hogares cuenta con ella en la actualidad.





Fuente: Elaboración propia con datos de AIMC (varios años).

Las encuestas de la AIMC también miden la dotación automovilística de los hogares, pero debe de haber alguna ruptura mayor en las series, dado que su última publicación tan solo recoge el dato de 2022. Habría al menos un automóvil en el 74 % de los hogares, y dos o más coches en el 25 %.

# 2.4. DESIGUALDADES DE RIQUEZA

Buena parte de la discusión o la agitación pública sobre las desigualdades económicas lo es, en realidad, sobre las desigualdades de riqueza. Y se centra, sobre todo, en "los ricos" o "los más ricos", que, siendo muy pocos, acumulan una gran proporción de la riqueza total. Un ejemplo de ello lo proporciona la siguiente afirmación: "El 1 % más rico posee el 45,6 % de la riqueza mundial, mientras que la mitad más pobre del mundo tan solo posee el 0,75 %" (Christensen et al., 2023: 16). Esta afirmación pertenece a una publicación de Oxfam titulada Survival of the richest: how we must tax the super-rich to fight inequality. Buena parte de las investigaciones y ensayos iniciales que acabarían dando lugar a la World Inequality Database, de autores como Emmanuel Saez, Thomas Piketty o Gabriel Zucman, y que tanto contribuyeron a la reemergencia del debate sobre la desigualdad, tuvieron mucho

que ver no solo con la desigualdad de ingresos, sino también con la concentración de la riqueza en ese uno (o cinco) por ciento más rico (Piketty y Saez, 2014; Alvaredo *et al.*, 2017; Zucman, 2019).

Sin embargo, los estudios y las estadísticas sobre distribución de la riqueza en Europa se han extendido mucho menos que los relativos a la desigualdad de la renta, aunque probablemente más que los dedicados a la del consumo o el gasto. Descontando la *World Inequality Database*, basada, sobre todo, en fuentes tributarias y con datos para muchos países europeos, contamos con muy pocas encuestas europeas (sobre todo, las vinculadas al Banco Central Europeo y, antes, a los bancos centrales nacionales) que profundicen en las desigualdades de riqueza, aunque estas y las investigaciones basadas en ellas van dando lugar a un *corpus* creciente.

Estudiar las desigualdades de riqueza no tiene por qué referirse únicamente a los multimillonarios o a los muy ricos, que "acaparan" porciones inmensas del "pastel", sino que sirve para complementar el análisis de la experiencia real de las desigualdades económicas del conjunto de la población. Esto es así por lo siguiente.

Los patrones de desigualdad de rentas y de riqueza no tienen por qué coincidir a escala nacional. Un país puede tener una desigualdad de ingresos alta y una desigualdad de riqueza media o, incluso, baja, porque, por ejemplo, esté muy extendida la propiedad de bienes reales, esto es, de las viviendas principales. Lo cual puede tener consecuencias decisivas para la economía de los distintos estratos sociales, en especial los menos acomodados, para quienes la vivienda en propiedad acaba convirtiéndose en un activo potencialmente generador de rentas. Esas rentas pueden ser, digamos, hipotéticas, pero no menos efectivas, como prueba el que en España se añadan a la renta de las personas físicas sometida al IRPF. O pueden ser rentas contantes y sonantes, como las rentas vitalicias en la vejez proporcionadas por entidades financieras a cambio de hacerse con la propiedad de la vivienda al fallecimiento del perceptor de la renta. Fessler y Schürz (2018) sugieren que la riqueza, por ejemplo, en forma de propiedades inmobiliarias, podría ser un sustitutivo de parte del gasto público en bienestar social como forma de asegurar el futuro de individuos y familias.

En términos de renta potencial, no extraña que las estadísticas españolas, las del INE, hayan adoptado la costumbre de calcular los indicadores de desigualdad y pobreza siguiendo los estándares europeos, pero también la de hacerlos públicos añadiendo a las rentas del hogar el llamado "alquiler imputado", dada la gran extensión de la vivienda en propiedad en España (véase más adelante).

La mayor o menor extensión de activos como la vivienda en propiedad no es una nota al pie en los estudios de desigualdad económica. Es uno de los componentes principales de los arreglos socioeconómicos que caracterizan a los países europeos, como lo son una mayor o menor extensión de las prestaciones sociales, una u otra regulación de los mercados de trabajo, entre otros componentes, que,

obviamente, no aparecen como notas al pie en aquellos estudios. Por eso, conviene atender también a las desigualdades de riqueza (financiera y real) y no meramente como una acotación al margen.

Las desigualdades de riqueza en las encuestas del Banco de España y el Banco Central Europeo

Una de las fuentes principales para estudiar comparativamente las desigualdades de riqueza en Europa es el programa de encuestas financieras y de consumo a los hogares (HFCS, por sus siglas en inglés: Household Financial and
Consumer Survey) del Banco Central Europeo, del cual forma parte en la actualidad
la Encuesta Financiera de las Familias (EFF) del Banco de España. Los resultados
publicados de estas encuestas permiten un seguimiento de las desigualdades de
riqueza en España durante casi dos décadas y la comparación con países de la
zona del euro en la última década larga. La unidad de análisis de las encuestas son
los hogares, no los individuos, por lo que los indicadores de desigualdad se refieren
a los hogares y no a individuos, ponderados o no como adultos equivalentes. Estos
indicadores proveen información sobre la riqueza neta, esto es la diferencia entre la
riqueza bruta (activos financieros y activos reales) y las deudas (hipotecarias o de
otro tipo) del hogar. En principio, el valor de los activos se obtiene de las respuestas
de los encuestados, no de registros o de fuentes tributarias.

Como se observa en el cuadro 7, la desigualdad de riqueza neta en España sería en la actualidad (2020) mayor que hace casi 20 años (2002), como reflejan todos los indicadores que proporciona la *EFF*. La riqueza propiedad del 1 % superior ha pasado del 13,8 % al 22 %, y el índice de Gini, del 58,1 al 69. El valor de los índices de Gini siempre es muy superior al que se obtiene para los ingresos o el consumo, reflejo de que la desigualdad de riqueza es siempre mucho mayor que las de las otras dos magnitudes.

Cuadro 7 ESPAÑA (2002-2020). INDICADORES DE LAS FAMILIAS	S DE D	ESIGU	ALDAD	DE LA	A RIQU	EZA N	ETA
	2002	2005	2008	2011	2014	2017	2020
Índice de concentración del 1 % superior	13,8	13,4	15,3	16,9	20,2	20,9	22,0
Índice de concentración del 5 % superior	30,3	29,5	31,7	34,2	40,2	40,6	41,0
Índice de concentración del 10 % superior	42,9	41,5	44,4	46,5	52,6	53,6	53,9
Índice de Gini	58,1	56,8	59,5	61,2	67,8	68,8	69,0

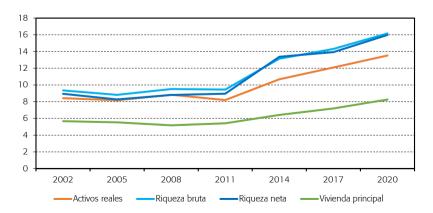
Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de España, Encuesta financiera de las familias.

El aumento en los niveles de desigualdad de riqueza neta en el periodo 2014-2020 debe de tener varias causas. Podría pensarse que la riqueza media de los deciles más bajos de la distribución de riqueza habría caído más, en términos relativos, que la de los deciles más altos debido a la caída en el precio de las viviendas y a que el peso de la vivienda principal en la riqueza de los primeros suele ser mucho más alto (cerca del 75 % en el primer quintil en los años 2002-2008; cerca del 55 % en el decil 9; cerca del 40 % en el decil 10). Si se debiera a una caída generalizada en los precios de la vivienda, estos habrían provocado una caída similar en la riqueza bruta debida a la vivienda principal en todos los deciles. Sin embargo, no fue así. Entre 2008 y 2020, la caída en el primer quintil fue del 55 %, bastante mayor que en los deciles 6 a 10, pues en estos la caída rondó el 28 %. Esta diferencia fue resultado, por una parte, de que cayera notablemente el porcentaje de hogares con el activo vivienda principal en el primer quintil (del 78 al 59 %; esto es, un 25 %) y a que cayera mucho menos en los deciles superiores (alrededor de un 3 %); y, por otra parte, de que el valor de las viviendas principales de quienes sí eran propietarios de este activo también cayera más en el primer quintil (cerca de un 40 %) que en los deciles superiores (cerca de un 25 %).

Si medimos la desigualdad de riqueza con la ratio S80/20 (gráfico 13), se observa que aumenta entre 2011 y 2020 no solo en términos de riqueza bruta o riqueza neta, de manera muy parecida, sino también si solo tenemos en cuenta los activos reales (vivienda principal y otros) o un único activo real, la vivienda principal. Que la desigualdad en riqueza bruta crezca bastante más que la desigualdad en activos reales apunta a la relevancia del aumento en la desigualdad de activos financieros, cuya ratio S80/20, efectivamente, pasó de 17,2 en 2008 a 35,1 en 2020.

A escala europea, la desigualdad de riqueza española, medida, por ejemplo, con el índice de Gini, ha tendido a situarse en niveles medios o medios-bajos. En

Gráfico 13
ESPAÑA (2002-2020). DESIGUALDAD EN DISTINTOS INDICADORES DE RIQUEZA
DE LAS FAMILIAS (RATIO S80/20 DE LOS VALORES NOMINALES MEDIOS)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de España, Encuesta financiera de las familias.

2010 ocupaba el puesto 11º de los 15 países con datos y su índice de Gini (60) era claramente inferior al de la zona del euro (68) o a la media aritmética de los índices nacionales (63,3) (cuadro 8). En España, según Sierminska y Medgyesi (2013), la mayor parte de la desigualdad de riqueza neta la explicaban los inmuebles y los activos ligados a negocios. Según estos autores, la propiedad de la vivienda habitual reduce las desigualdades de riqueza, pues su peso en la explicación de la desigualdad (un 46 % en España) suele ser muy inferior a su peso en los activos (un 77 % en España).

En años posteriores, como ya hemos visto más arriba, el índice español creció (67 en 2014; 68 en 2017). Aunque la media aritmética de los países de la zona del euro también creció, lo hizo menos que las cifras españolas, por lo que estas acabaron situándose por encima, y España acabó ocupando lugares más elevados en la clasificación.

PAÍSES DE LA ZONA DEL EURO LA RIQUEZA NETA (*)	(2010-2017). ÍNDICE DE GINI DE

	2010	2014	2017
Alemania	76	76	74
Austria	76	73	73
Bélgica	61	59	63
Chipre	70	72	75
Croacia			61
Eslovaquia	45	49	54
Eslovenia	53	63	59
España	60	67	68
Estonia		69	71
Finlandia	64	65	66
Francia	68	68	67
Grecia	56	60	60
Hungría		64	65
Irlanda		75	67
Italia	61	60	61
Letonia		79	68
Lituania			59
Luxemburgo	66	65	65
Malta	57	57	60
P. Bajos	71	70	78
Polonia		59	57
Portugal	66	68	68
Zona del euro	68	69	69

#### PAÍSES DE LA ZONA DEL EURO (2010-2017). ÍNDICE DE GINI DE LA RIQUEZA NETA (\*)

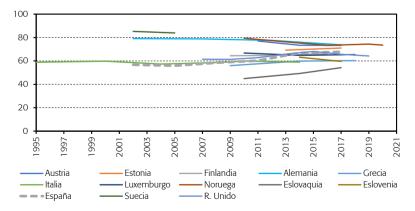
	2010	2014	2017
España - zona del euro	-8	-2	-1
Media aritmética	63,3	65,9	65,4
España - media	-3,3	1,1	2,6
Puesto de España	11	10	6

Notas: (\*) Los años indicados son los asignados a cada ola de la encuesta, pero no tienen por qué coincidir con las fechas del trabajo de campo en cada país.

Fuente: Elaboración propia con datos de la Household Finance and Consumption Survey del Österreichische Nationalbank.

El Luxembourg Wealth Study lleva a cabo una labor de recopilación y armonización de encuestas como las del BCE o del Banco de España, elaborando sus propios indicadores de desigualdad de la riqueza, que, grosso modo, han de coincidir con los antedichos. Se basan, también, en la riqueza neta (activos-pasivos) y la unidad de análisis es el hogar. En el gráfico 14 se recoge el índice de Gini de la riqueza neta disponible para un conjunto de países europeos con una doble finalidad: mostrar lo fragmentario de este tipo de estadísticas y, a pesar de lo anterior, sugerir cómo ha podido ir cambiando la posición relativa de España con un recorrido

PAÍSES EUROPEOS (1995-2020). ÍNDICE DE GINI DE LA RIQUEZA NETA **DISPONIBLE** 



Fuente: Elaboración propia con datos del Luxembourg Wealth Study.

algo más prolongado que el mostrado en la comparación europea anterior. En el gráfico se comprueba, hasta cierto punto, cómo ha "empeorado" la posición española. Más interesantes son los datos de varios países europeos no pertenecientes a la zona del euro, aunque algunos no sean muy recientes. Es el caso de Suecia, con índices de Gini de la riqueza neta próximos a 84 en el primer lustro de este siglo, cuando las cifras españolas rondaban el 56. O el de Noruega, en una trayectoria descendente desde 2010, pero con índices siempre superiores a 73. Lo cual confirma que pueden coincidir en los mismos países desigualdades de ingresos bajas con desigualdades de riqueza altas, y viceversa (en países como España o Grecia), apuntando a la necesidad de tenerlas en cuenta conjuntamente.

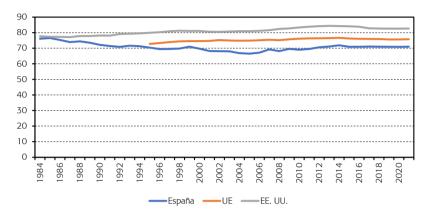
#### Las desigualdades de riqueza en la World Inequality Database

La World Inequality Database (WID) ofrece estimaciones de las desigualdades de la riqueza neta para muchos países y para las cuatro últimas décadas largas. Para Europa, suelen estar basadas en dos tipos de fuentes: tributarias, relativas a impuestos sobre la renta y/o a impuestos sobre el patrimonio (o sobre el patrimonio transmitido por herencia), y encuestas específicas sobre riqueza o sobre otros temas que contengan datos sobre los activos de las familias, sean internacionales, como la del BCE, o nacionales (Blanchet y Martínez-Toledano, 2022). Las estimaciones no proceden directamente de los datos contenidos en esas fuentes, sino que son el resultado de modelos de cierta complejidad, cada uno con sus correspondientes supuestos (Blanchet, Chancel, Flores y Morgan, coords., 2021). Todo lo cual añade varias capas de incertidumbre que hay que tener en cuenta a la hora de interpretar los resultados. La riqueza neta de cada hogar se distribuye entre los adultos del hogar, no entre todos los miembros, y todos los adultos se ponderan por igual (método de *equal-split adults*), no como ocurre en las estadísticas de renta disponible equivalente de *EU-SILC* (véase más arriba).

En el gráfico 15 se recogen las estimaciones de la *WID* del índice de Gini de la riqueza neta de España, la Unión Europea y Estados Unidos. Lo primero que llama la atención es que las cifras españolas siempre son inferiores a la media, ponderada, de la UE en todos los años comunes a ambas series (desde 1996 a 2021). Lo cual representa una diferencia fundamental con la posición relativa de España en cuanto a las desigualdades de renta y de consumo, ya que sus indicadores siempre superan claramente las medias europeas. En segundo lugar, se observa una caída de la desigualdad de la riqueza neta en España desde mediados de los ochenta hasta, más o menos, 2006-2007. Desde entonces, sube a lo largo de la penúltima crisis económica (2008-2013) y se estabiliza después.

Si estas cifras reflejan adecuadamente las desigualdades de riqueza en España, las actuales serían similares o inferiores a las estimadas para los años ochenta y muy similares a la de los años noventa. Asimismo, en todo el recorrido comparable, su nivel sería relativamente bajo a escala europea, como se confirma con una comparación más detallada a continuación.

Gráfico 15 ESPAÑA, UNIÓN EUROPEA Y EE. UU. (1984-2021). ÍNDICE DE GINI DE LA RIQUEZA NETA (\*)



Nota: (\*) Se trata de la estimación según el criterio equal split. Fuente: Elaboración propia con datos de la World Inequality Database.

Con las estimaciones de la *WID* podemos situar más precisamente la desigualdad de la riqueza neta en España en el contexto europeo. En el cuadro 9 se recogen las medias quinquenales del índice de Gini de la riqueza neta disponible de 31 países europeos, así como la media para el del periodo 1995-2021. El índice medio español para esos años es de 69,7, es decir 3,6 puntos menos que la media de todos los países. España ocupa, por tanto, la posición 25ª de más a menos desigualdad. En realidad, el dato español es inferior a la media europea en todos los lustros, y su posición relativa, como mucho, asciende a la 23ª.

Cuadro 9 PAÍSES EURC DISPONIBLE							
	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019	2020-2021	1995-2021
Alemania	73,3	74,3	76,3	75,0	74,7	74,6	74,7
Austria	79,1	79,3	79,6	78,4	77,1	77,1	78,6
Bélgica	67,3	67,2	67,3	66,6	67,1	67,3	67,1
Bulgaria	72,7	72,6	72,6	72,7	73,6	73,9	72,9
Chequia	72,0	72,0	72,3	72,7	73,1	73,6	72,5
Chipre	65,5	65,4	67,0	69,7	76,8	77,9	69,6
Croacia	72,5	72,3	72,5	72,4	71,3	72,2	72,2

Cuadro 9 (continuación)

## PAÍSES EUROPEOS (1995-2021). ÍNDICE DE GINI DE LA RIQUEZA NETA DISPONIBLE POR LUSTROS (MEDIAS ARITMÉTICAS DE CADA PERIODO) (\*)

	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019	2020-2021	1995-2021
Dinamarca	73,9	71,8	69,8	70,7	70,4	70,5	71,3
Eslovaquia	57,7	57,7	57,8	61,2	67,5	68,2	61,0
Eslovenia	65,9	65,9	66,0	69,0	72,6	72,9	68,2
España	70,0	68,2	68,1	70,4	71,0	71,0	69,7
Estonia	83,7	83,7	83,6	83,2	82,1	82,2	83,2
Finlandia	73,3	74,8	75,2	73,9	74,9	75,4	74,5
Francia	71,1	71,6	70,7	72,2	72,8	73,0	71,8
Grecia	69,9	69,8	69,6	79,9	84,1	85,1	75,4
Hungría	74,4	74,6	75,0	74,8	78,1	79,2	75,7
Irlanda	87,3	87,6	87,7	88,5	89,7	87,5	88,1
Islandia	72,1	72,3	73,3	72,0	72,3	72,5	72,4
Italia	63,2	69,8	71,6	76,5	75,3	75,3	71,6
Letonia	79,0	79,4	79,5	79,4	74,5	73,3	78,0
Lituania	72,3	72,4	72,8	72,9	71,8	73,1	72,5
Luxemburgo	75,7	75,6	75,6	77,4	75,7	74,6	75,9
Malta	58,3	58,3	58,3	59,3	64,2	65,4	60,1
Noruega	73,8	74,0	74,2	72,1	71,1	72,5	73,0
P. Bajos	67,5	67,3	67,1	70,6	67,0	63,9	67,6
Polonia	84,1	84,5	84,9	84,9	84,9	84,8	84,7
Portugal	74,3	74,4	74,4	76,2	76,2	76,4	75,2
R. Unido	71,5	71,3	70,5	72,7	72,9	72,7	71,8
Rumanía	72,4	72,9	73,8	73,4	73,2	73,2	73,2
Suecia	72,8	74,0	74,5	74,2	74,2	73,8	73,9
Suiza	72,9	73,1	73,4	74,5	76,3	76,3	74,2
Media	72,3	72,5	72,7	73,8	74,4	74,5	73,2
España - media	-2,2	-4,3	-4,6	-3,4	-3,4	-3,5	-3,6
Puesto de España	23	25	25	26	26	26	25

Notas: (\*) Se trata de la estimación según el criterio equal split.

Fuente: elaboración propia con datos de la World Inequality Database.

### 2.5. ENSANCHANDO EL FOCO: LAS DESIGUALDADES EN RENTAS EXTENDIDAS

#### 2.5.1. Rentas ampliadas con servicios públicos

Contamos con varias estimaciones de renta ampliada con imputación de servicios públicos que permiten la comparación a escala europea, aunque casi ninguna

con datos muy recientes. Los estudios que las incluyen suelen estar centrados en el papel redistribuidor de esos servicios, si bien, para ello, presentan indicadores de desigualdad<sup>9</sup>.

Al respecto, fueron pioneras las investigaciones llevadas a cabo por Rolf Aaberge y sus colaboradores (Aaberge, Langørgen y Lindgren, 2022), que incorporan a la renta monetaria los servicios públicos siguientes: enseñanza y cuidados de la infancia, sanidad, cuidados a largo plazo (de gente mayor dependiente) y enseñanza primaria y secundaria. Sus estimaciones se refieren a 2012, y se basan en la Encuesta de Condiciones de Vida correspondiente y en los datos de gasto público por funciones publicados por Eurostat en una variedad de indicadores. Estiman dos modalidades de renta ampliada per cápita. Una pondera a los miembros del hogar según lo que denominan "escala de la Unión Europea", que es la escala OCDE modificada. Otra intenta asignar pesos a cada miembro del hogar según las hipotéticas necesidades de cada uno de los servicios anteriores. Los índices de desigualdad (índices de Gini) calculados según ambas modalidades son, de todos modos, muy parecidos, por lo que solo se comentarán los basados en la escala UE. Las estimaciones que más nos interesan aquí se recogen en el cuadro 10. En él se comprueba cómo las desigualdades de renta ampliada, medidas con el índice de Gini, son inferiores a las desigualdades de renta monetaria en todos los países considerados, aunque la reducción debida a los servicios públicos presenta cierta variación por países. La media aritmética de los índices de Gini de la renta monetaria es de 28,8, mientras que la de los mismos índices para la renta ampliada es de 23,3, esto es, 5,5 puntos porcentuales menos (casi una quinta parte menos). La reducción es máxima en Irlanda, Portugal, Grecia, el Reino Unido y Luxemburgo (reducciones de 6,4 puntos o más) y mínima en Islandia, Finlandia, Países Bajos, Noruega y Eslovenia (reducciones de menos de 5 puntos).

En España, la reducción es de 5,8 puntos (de 33,8 a 28; una caída de más de la sexta parte), algo por debajo de la media, lo que deja a España en una posición relativa muy similar a la que ocupa teniendo en cuenta solo la renta monetaria: del tercer puesto pasa al segundo. Sus índices siguen siendo superiores a los medios, incluso más en el caso de la renta ampliada (20 % frente a 17 % más).

Trabajos pioneros son también los del grupo encabezado por Gerlinde Verbist, aunque sus publicaciones se refieren a unas estimaciones de renta ampliada válidas para el año 2006 (Verbist y Förster, 2020). En este caso, los servicios públicos imputados son: enseñanza y cuidados de la infancia, educación, sanidad, vivienda social, cuidados a largo plazo (de mayores), cuidados de gente con discapacidad, políticas activas de mercado de trabajo, transporte público y servicios de suministro de energía o de comunicaciones. La imputación de cada una de esas rentas en especie sigue metodologías distintas, pero, al final, resultan en obtener una renta

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> También comienzan a aparecer estimaciones de "riqueza extendida" o "riqueza aumentada", incorporando, por ejemplo, los fondos de la Seguridad Social. Un ejemplo es Wroński (2022), para quien esa incorporación reduciría las desigualdades de riqueza. No presenta estimaciones para España.

Cuadro 10

PAÍSES EUROPEOS (2012). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA MONETARIA Y
DE LA RENTA AMPLIADA (CON IMPUTACIÓN DE SERVICIOS PÚBLICOS)

			Ampliada		- monetaria
	Monetaria	Escala UE	Escala ajustada por necesidades (AN)	UE	AN
Alemania	30,4	24,9	24,5	-5,5	-5,9
Austria	27,9	22,3	22,5	-5,6	-5,4
Bélgica	26,8	21,5	21,4	-5,3	-5,4
Dinamarca	26,6	21,2	20,4	-5,4	-6,2
Eslovaquia	24,7	18,8	20,2	-5,9	-4,5
Eslovenia	25,8	22,0	21,5	-3,8	-4,3
España	33,8	28,0	28,6	-5,8	-5,2
Estonia	33,6	28,4	29,1	-5,2	-4,5
Finlandia	25,9	21,2	20,8	-4,7	-5,1
Francia	30,4	24,9	24,8	-5,5	-5,6
Grecia	34,1	27,6	27,9	-6,5	-6,2
Hungría	28,4	23,4	23,6	-5,0	-4,8
Irlanda	31,6	24,8	24,8	-6,8	-6,8
Islandia	24,6	19,7	19,3	-4,9	-5,3
Italia	33,2	27,2	27,9	-6,0	-5,3
Luxemburgo	30,5	24,1	24,0	-6,4	-6,5
Noruega	22,7	18,6	17,5	-4,1	-5,2
P. Bajos	25,3	20,6	19,8	-4,7	-5,5
Polonia	31,0	25,9	26,4	-5,1	-4,6
Portugal	34,7	28,0	28,4	-6,7	-6,3
R. Checa	25,1	19,7	20,0	-5,4	-5,1
R. Unido	30,3	23,9	24,4	-6,4	-5,9
Suecia	25,4	19,8	18,9	-5,6	-6,5
Suiza	29,3	23,6	24,6	-5,7	-4,7
Media	28,8	23,3	23,4	-5,5	 -5,5
España - media	5,0	4,7	5,2	-0,3	0,3
Puesto España	3	2	2	8	15

Fuente: Elaboración propia con datos de Aaberge, Langørgen y Lindgren (2022: 70).

disponible ampliada equivalente que usa la escala modificada de la OCDE. Los resultados principales de la estimación en términos de desigualdad se recogen en el cuadro 11. En él se observan los mismos cambios de índole general referidos para las estimaciones de Aaberge y otros. Por una parte, los índices de Gini de la renta ampliada son siempre inferiores a los de la monetaria. La media aritmética de los segundos es de 22,9, esto es, 5,7 puntos inferior a la media de los primeros. Por otra parte, esa reducción también varía de unos países a otros, siendo máxima en Portugal, Reino Unido e Irlanda (reducciones superiores a 7 puntos) y

mínima en Noruega, Austria, Finlandia, Eslovaquia y Eslovenia (reducciones inferiores a 5 puntos). Obsérvese que los grupos de países con reducciones máximas y mínimas comparten bastantes miembros con los definidos según las estimaciones de Aaberge, lo que apunta a que las dos estimaciones de renta ampliada que se comentan deben de ser relativamente coherentes entre sí<sup>10</sup>. Si acaso, llama la atención que las reducciones de la desigualdad estimadas por Verbist sean de magnitud muy similar a las estimadas por Aaberge, a pesar de que la primera incluye bastantes más servicios públicos en su estimación.

El comportamiento del caso español es también similar al observado con las estimaciones de Aaberge, con alguna variación. La reducción del índice de Gini es de 5,7, muy cerca de la reducción media, pero representando la quinta mayor reducción, frente a la decimoquinta en las estimaciones de Aaberge. Sin embargo, ello no implica que cambie la posición relativa de España, que ocupa la posición octava en ambas clasificaciones, y cuyo índice sigue siendo superior al medio (un 8,3 % en ambos casos).

Cuadro 11
PAÍSES EUROPEOS (2006). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA MONETARIA
Y DE UNA RENTA AMPLIADA (CON IMPUTACIÓN DE SERVICIOS PÚBLICOS)

	Monetaria	Ampliada	Ampliada - monetaria
Alemania	30,0	24,9	-5,1
Austria	26,7	21,9	-4,8
Bélgica	26,4	20,9	-5,5
Dinamarca	25,0	19,4	-5,6
Eslovaquia	25,1	20,4	-4,7
Eslovenia	23,6	19,6	-4,0
España	31,0	24,8	-6,2
Estonia	33,8	28,0	-5,8
Finlandia	26,6	21,8	-4,8
Francia	26,4	20,9	-5,5
Grecia	34,2	28,8	-5,4
Hungría	26,2	20,1	-6,1
Irlanda	31,7	24,2	-7,5
Islandia	29,1	22,7	-6,4
Italia	32,0	26,2	-5,8
Luxemburgo	27,5	22,0	-5,5
Noruega	24,2	19,3	-4,9

Teniendo en cuenta los datos de los 23 países comunes a ambas estimaciones, las reducciones en puntos porcentuales del índice de Gini en 2006 y en 2012 se asocian con cierta fuerza, como revela un R² de 0,41, pero se trata de un efecto muy condicionado por los tres casos de máxima reducción en 2006 (Portugal, Reino Unido e Irlanda).

Cuadro 11 (continuación)

#### PAÍSES EUROPEOS (2006). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA MONETARIA Y DE UNA RENTA AMPLIADA (CON IMPUTACIÓN DE SERVICIOS PÚBLICOS)

	Monetaria	Ampliada	Ampliada - monetaria
P. Bajos	27,2	22,0	-5,2
Polonia	31,7	25,9	-5,8
Portugal	37,0	29,1	-7,9
R. Checa	26,1	20,7	-5,4
R. Unido	33,0	25,2	-7,8
Suecia	23,7	18,1	-5,6
Media	28,6	22,9	-5,7
España - media	2,4	1,9	-0,5
Posición de España	8	8	5

Fuente: Elaboración propia con datos de Verbist y Förster (2020: 83).

Un tercer ejercicio interesante de estimación de la desigualdad de una renta ampliada lo tenemos en Goerlich y Hernández (2016). Aunque solo considera 16 países europeos, todos de Europa occidental, tiene la ventaja de referirse a tres años distintos, y no a uno solo, como las otras dos estimaciones comentadas. Los dos primeros años (2003 y 2007) se corresponden con una fase alcista del ciclo económico; el tercero (2012), con la crisis subsiguiente. En este caso, se tienen en cuenta estos servicios públicos: enseñanza y cuidados de la infancia, educación, vivienda social, sanidad y cuidado de mayores. La renta ampliada de cada hogar se convierte en renta de cada miembro del hogar utilizando la escala modificada de la OCDE. Los resultados principales de ese ejercicio se recogen en el cuadro 12.

De nuevo, podemos comprobar cómo el índice de Gini de la renta ampliada es siempre inferior al de la renta monetaria, con las esperables diferencias de un país a otro, y cómo la reducción en puntos porcentuales es similar a la obtenida en los dos estudios ya comentados. Una vez más vemos cómo la posición relativa española apenas difiere según el criterio de clasificación (desigualdad de renta monetaria o de renta extendida). Lo que ocurre en el caso español es que la desigualdad de renta monetaria aumenta bastante entre los años de bonanza y el año de crisis, de modo que, aunque la reducción debida a los servicios públicos crezca bastante más en España que por término medio, ello no es suficiente para "compensar" el aumento de la desigualdad en renta monetaria.

Considerando conjuntamente las estimaciones de Verbist y Förster (2020) y las de Aaberge, Langørgen y Lindgren (2022), que se corresponden con dos momentos del ciclo económico muy diferenciados (bonanza en 2006, crisis en 2012), podría concluirse que el efecto absoluto (en puntos porcentuales) de los servicios públicos en la reducción de la desigualdad de rentas en España es muy similar independien-

Cuadro 12
UE-15 (2003, 2007, 2012). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE
EQUIVALENTE Y DE UNA RENTA AMPLIADA CON PRESTACIONES EN ESPECIE
(EDUCATIVAS Y SANITARIAS) (\*)

	Renta monetaria disponible			Renta disponible ampliada			Reducción del índice (en puntos porcentuales)			
	2003	2007	2012	2003	2007	2012	2003	2007	2012	Media
Alemania	26,0	30,3	29,7	21,5	24,9	24,2	-4,5	-5,3	-5,5	-5,1
Austria	25,7	27,5	27,0	20,1	21,5	20,8	-5,6	-6,0	-6,2	-5,9
Bélgica	26,0	27,5	25,8	20,1	21,0	19,5	-5,9	-6,5	-6,3	-6,2
Dinamarca	23,8	25,0	27,4	18,5	19,3	21,5	-5,3	-5,7	-5,9	-5,6
España	30,8	31,8	34,7	24,6	24,2	26,7	-6,2	-7,6	-8,0	-7,2
Finlandia	25,3	26,2	25,3	20,4	20,8	19,8	-4,9	-5,4	-5,5	-5,2
Francia	28,3	29,8	30,0	21,5	23,5	24,1	-6,8	-6,2	-6,0	-6,3
Grecia	33,1	33,3	34,1	27,1	26,8	26,8	-6,0	-6,6	-7,4	-6,6
Irlanda	31,6	29,8	29,9	23,5	22,3	22,5	-8,1	-7,5	-7,4	-7,7
Italia	33,2	30,9	32,4	25,8	23,9	25,1	-7,4	-7,0	-7,3	-7,2
Luxemburgo	26,4	27,5	30,3	20,6	21,5	22,4	-5,8	-6,0	-7,9	-6,6
P. Bajos	26,7	27,5	25,0	20,4	21,0	19,1	-6,3	-6,5	-5,9	-6,2
Portugal	37,7	35,6	34,0	28,1	26,9	25,9	-9,6	-8,7	-8,1	-8,8
R. Unido	34,4	33,5	30,0	26,9	25,3	22,9	-7,5	-8,2	-7,2	-7,6
Suecia	22,7	24,0	24,9	17,7	19,6	20,9	-4,9	-4,5	-4,0	-4,5
Media	28,8	29,3	29,4	22,5	22,8	22,8	-6,3	-6,5	-6,6	-6,5
España - media	2,0	2,4	5,3	2,2	1,4	3,9	0,1	-1,0	-1,4	-0,8
Posición de España	6	4	1	5	5	2	7	3	2	5

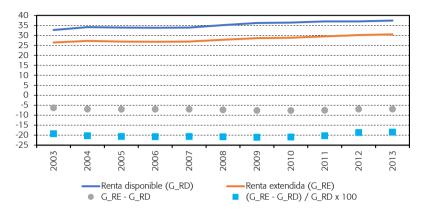
*Notas:* (\*) Las cifras no son exactas, pues proceden de la digitalización de tres gráficos. Los datos de 2003 son de ese año o de uno posterior, pero siempre del más antiguo en la serie de cada país.

Fuente: Elaboración propia con datos de Goerlich y Hernández (2016).

temente de la fase del ciclo. Lo cual se vería confirmado por las estimaciones de Goerlich y Hernández (2016).

Un penúltimo ejercicio, que tampoco se acerca mucho a la actualidad, lo llevó a cabo Goerlich (2016). Solo se aplica a España, pero tiene la ventaja de cubrir todos los años del periodo 2003-2013 (5 de bonanza, 6 de crisis). Solo tiene en cuenta la sanidad y la enseñanza pública, y no reparte la renta hipotética derivada de esos servicios según la escala de la OCDE, sino, simplemente, per cápita. De todos modos, los resultados se mueven en un margen similar a los ya comentados, aunque la reducción debida a la renta ampliada tiende a acercarse más a los 7 que a los 6 puntos (gráfico 16). Los datos apuntan a que ese efecto reductor es muy parecido independientemente de la fase del ciclo y a que, dado que la desigualdad de renta monetaria creció con la crisis, cayó el efecto reductor en proporción a dicha desigualdad.

Gráfico 16 ESPAÑA (2003-2013). ÍNDICES DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE PER CÁPITA Y DE UNA RENTA EXTENDIDA CON SERVICIOS DE SANIDAD Y EDUCACIÓN



Fuente: Elaboración propia con datos de Goerlich (2016: 164).

Por último, el Observatorio sobre el reparto de los impuestos de Fedea lleva varios años publicando sus propias estimaciones de las desigualdades de renta monetaria y de renta extendida para España, que son útiles para actualizar los datos anteriores, aunque la metodología sea lo bastante distinta como para no ser del todo comparables<sup>11</sup>. Como renta de mercado incluyen las rentas monetarias habituales (salarios, ingresos netos de autónomos, alquileres, intereses de cuentas...), pero también, como principal innovación, las cotizaciones empresariales a la seguridad social. A esas rentas les suman las prestaciones públicas de índole monetaria para estimar una renta bruta. De ella deducen impuestos directos e indirectos, entre los que vuelven a incluirse las cotizaciones empresariales. Así obtienen su estimación de renta bruta disponible. Añadiéndole las prestaciones en especie de enseñanza y sanidad, llegan a su renta disponible extendida. Además de la Encuesta de Condiciones de Vida usan otras fuentes para sus estimaciones. Sus medidas de renta y de desigualdad de renta se refieren a los hogares y, aunque publican estimaciones de renta equivalente según la escala de la OCDE, no publican estimaciones de desigualdad de renta equivalente.

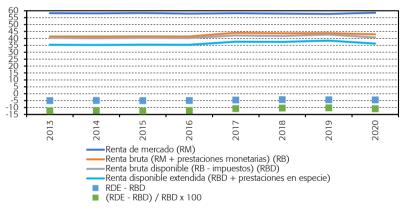
Los datos recogidos en el gráfico 17, entonces, son el índice de Gini que refleja la desigualdad de la renta según las categorías anteriores. Ni el valor de los índices de Gini ni la reducción que implica calcularlos para una renta extendida son comparables con los de Goerlich (2016), Goerlich y Hernández (2016), Verbist y Förster (2020) o Aaberge, Langørgen y Lindgren (2022), pero la información básica que

Otros ejercicios de estimación de rentas extendidas con servicios públicos para España en Calero Martínez y Gil Izquierdo (2014) y Jurado, Pérez-Mayo y Pedraja (2016).

transmiten sí. Tomando como renta monetaria la renta bruta disponible, vemos que su índice de Gini se mueve alrededor de 41 en el periodo estudiado (2013-2020), y que su comportamiento no tiene mucho que ver con el índice de Gini de la renta disponible equivalente que Eurostat o el INE estiman para ese periodo, y que habría crecido durante la crisis (2008-2013) para volver a caer a niveles similares a los de 2007 en 2019. En esta ocasión, si acaso, se observa un aumento entre 2016 y 2019, y no una reducción. Lo cual nos recuerda la cautela con la que tenemos que afrontar unas y otras estimaciones de desigualdad, pues pueden variar sustancialmente según su metodología, lo mismo que puede ser diferente su evolución temporal.

Más allá de esa consideración, lo que está claro es que el índice de Gini cae al entorno del 36,5 si lo estimamos para la renta disponible extendida. De nuevo, se observa que esa reducción es muy similar a lo largo del ciclo económico, aunque en el periodo considerado casi todos los años son de bonanza.





Fuente: Elaboración propia con datos de López Laborda, Marín González y Onrubia (varios años).

En cualquier caso, de acuerdo con la información principal que suministran todos las comparaciones entre las desigualdades de renta monetaria y de renta ampliada, también en España las segundas son claramente inferiores a las primeras.

#### 2.5.2. Rentas ampliadas con rentas de la propiedad

Otra línea de investigación de los estudios de la desigualdad de rentas plantea una medida diferente de renta extendida, que, en este caso, imputa ingresos no

a los servicios públicos, sino a las propiedades de los hogares. Estas pueden ser activos reales (vivienda principal y otras) o activos financieros que pueden generan ingresos habitualmente (pagos por alquiler, intereses, remuneración de títulos de deuda, dividendos por la propiedad de acciones) o no hacerlo, pero que, en todo caso, implican aumentos o reducciones de patrimonio (cambios en el valor de mercado de viviendas, acciones o fondos de inversión y de otro tipo) o la obtención de rentas futuras (fondos de pensiones y similares)<sup>12</sup>.

Para incorporar los hipotéticos rendimientos de los activos de los hogares en su renta se suele convertir esos activos en anualidades, establecidas según los correspondientes supuestos. Con este objetivo pueden usarse los mismos tipos de interés para cualquier tipo de activo, teniéndose en cuenta la esperanza de vida de los titulares, o pueden estimarse rendimientos distintos según el tipo de activo (reales o financieros, por ejemplo).

Un caso particular, de especial interés para España, es el de la riqueza que se mantiene en la forma de la vivienda principal, como ya se ha apuntado más arriba. En este caso, *EU-SILC* recomendó a todos los países imputar un alquiler a la vivienda en propiedad o alquilada por debajo de los precios de mercado, aunque no se incorpora a los indicadores de desigualdad de rentas.

Apenas hay estudios comparativos que estimen una renta ampliada con los rendimientos de la riqueza neta en su conjunto. Uno de los que incluye el caso español, publicado recientemente, es el de Kuypers, Figari y Verbist (2021), basado en la Household Finance and Consumption Survey del BCE<sup>13</sup> y con datos de 16 países de la zona del euro. Los autores incluyen como renta monetaria bruta los conceptos que venimos viendo en este trabajo, descontando las rentas de capital y los ingresos por alquileres, para evitar su doble contabilidad como rendimientos de la riqueza neta. Como riqueza neta, de nuevo, incluyen los activos y los pasivos habituales. Como rendimiento hipotético de esta riqueza neta establecen una anualidad calculada a partir de un tipo de interés único para todos los activos (5 % anual) y de una estimación de la esperanza de vida de los titulares de los activos, según vivan en pareja o no. La suma de ambas rentas (la habitual y la derivada de la riqueza neta) se asigna a cada miembro del hogar usando la escala OCDE modificada, por lo que puede considerarse una renta equivalente.

El cuadro 13 recoge los resultados principales de la estimación de los niveles de desigualdad, en la forma de índices de Gini de la renta bruta y de la renta ampliada. De esos datos se desprende que las desigualdades de renta ampliada son, en este

Es uno de los tres modos de considerar conjuntamente la desigualdad de ingresos monetarios y de riqueza, siendo los otros dos la aplicación de esquemas de dos dimensiones para estudiar la dependencia entre las distribuciones marginales, identificando la posición de cada individuo en cada distribución, y el llamado enfoque de la "riqueza" (affluence) multidimensional (Cantó, Fernández-Salgado y Petrov, 2021).

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Aparentemente en su segunda ola (con datos de renta generalmente correspondientes a 2013), aunque en los cuadros de la publicación la fecha de referencia es 2017, que sería la de la tercera ola.

caso, superiores a las de la renta monetaria bruta (con la excepción de Estonia y Polonia), algo lógico si tenemos en cuenta que las desigualdades de riqueza, como hemos visto más arriba, son mucho mayores que las de ingresos. España presenta un índice de Gini de 39 en términos de renta bruta equivalente y de 43 en términos de renta ampliada. El aumento de 4 puntos porcentuales (equivalentes a un 9,1 %) es comparativamente bajo en el conjunto de 16 países, lo que nos recuerda, como ya sabemos, que las desigualdades de riqueza neta no son altas en España, al contrario que las de ingresos. En cualquier caso, como la desigualdad de ingresos de partida es alta, la desigualdad de la renta ampliada también lo es, por lo que la posición relativa de España no solo no mejora, sino que empeora.

Cuadro 13

PAÍSES DE LA ZONA DEL EURO (HACIA 2013). ÍNDICE DE GINI DE
LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE Y DE LA COMBINACIÓN ENTRE
RENTA Y RIQUEZA NETA

	Diferencia		1	
	Renta	Renta + riqueza neta	En puntos porcentuales	En porcentaje
Alemania	32	41	9	28,4
Austria	20	34	14	67,5
Bélgica	26	34	7	27,9
Eslovaquia	26	27	2	6,2
Eslovenia	26	32	6	23,2
España	39	43	4	9,1
Estonia	40	39	- 1	-2,3
Finlandia	23	26	3	14,2
Francia	27	35	9	32,8
Grecia	29	29	0	0,0
Hungría	34	38	4	12,0
Irlanda	35	39	4	11,3
Italia	33	39	6	17,2
Luxemburgo	30	42	13	43,0
Polonia	32	32	- 1	-1,6
Portugal	33	39	6	19,3
Media	30	36	5	19,3
España - media	9	7	-2	-10,2
Posición de España	2	1	11	12

Notas: (\*) Los datos son aproximados, pues proceden de la digitalización de dos gráficos.

Fuente: Elaboración propia con datos de Kuypers, Figari y Verbist (2021).

Las cifras españolas de Kuypers, Figari y Verbist (2021) se ven, en lo fundamental, corroboradas por otro ejercicio de estimación de esta modalidad de renta ampliada llevado a cabo por Cantó, Fernández-Salgado y Petrov (2021), utilizando la Encuesta Financiera de las Familias. Las estimaciones de renta bruta y riqueza neta son muy similares, aunque los autores no parecen utilizar un único tipo de interés para estimar la renta derivada de la riqueza neta, sino uno distinto según el tipo de activos. Sea como fuere, su índice de Gini para la renta bruta en 2014 o en 2017 (40) es muy similar al estimado por Kuypers, Figari y Verbist (2021) (39), y también lo es el estimado para la renta ampliada (44 o 43 frente a 43) (cuadro 14).

ESPAÑA (2002-2017). ÍNDICES	DE GINI DE LA RENTA BRUTA, LA RIQUEZA
NETA Y UNA RENTA AMPLIADA	QUE INCORPORA AMBAS

	Renta bruta	Riqueza neta	Renta ampliada
2002	36	57	40
2005	38	56	43
2008	38	60	42
2011	41	62	44
2014	40	69	44
2017	40	69	43

Fuente: Adaptado de Cantó, Fernández-Salgado y Petrov (2021: 34).

#### Renta equivalente con alquiler imputado

Una modalidad de estimación de la renta disponible que no ha acabado de consolidarse en las estadísticas europeas es la que le añade una estimación de una hipotética renta de alquiler a la renta de los hogares con vivienda en propiedad o la de los que pagan alquileres por debajo de los precios de mercado. Eurostat consideró la posibilidad de incluirla en sus estimaciones de renta y desigualdad de renta, pero ante problemas de comparabilidad de las cifras aparentemente difíciles de resolver, recomendando que cada país elaborara sus propias estimaciones y *EU-SILC* las siguiera recogiendo como información complementaria (Eurostat, 2013: 39)<sup>14</sup>. Esa exploración se recogió en Eurostat (2013), una investigación llevada a cabo por Veli-Matti Törmälehto y Hannele Sauli, cuyas estimaciones también están disponibles en Törmälehto y Sauli (2017). A título ilustrativo, se recogen en el cuadro 15 las correspondientes a los ingresos de 2012, efectuadas con datos de *EU-SILC*. Se trata de dos índices de Gini, uno de la renta disponible equivalente y otro de esa renta con alquiler imputado. Como se ve, el segundo es casi siempre (29 de 31 casos) inferior al primero, una diferencia que puede superar los dos pun-

<sup>14</sup> Goerlich (2016) tampoco incluye el alquiler imputado en su estimación de renta ampliada, por las razones antedichas y porque cree que no añadiría nada a su análisis centrado en la evolución de la desigualdad, pues no afecta a esta, ya que el efecto del alquiler imputado no cambia a lo largo del ciclo económico. En realidad, construir una renta ampliada con servicios públicos de sanidad y educación tampoco tendría mucho sentido según este argumento, pues su efecto tampoco varía sustancialmente con el ciclo.

tos, como ocurre en los casos de Chipre, Grecia, Italia, Polonia y España. Aunque, como se ha apuntado, las cifras no son estrictamente comparables, tiene sentido que en esos países sea mayor el efecto reductor de la desigualdad del alquiler imputado, pues en ellos está extendida la vivienda en propiedad (o el alquiler por debajo de mercado). Sin embargo, no se aprecia una asociación fuerte entre el porcentaje de hogares con vivienda en propiedad según los censos de 2011 y la reducción de la desigualdad antedicha. Es cierto que cuanto mayor es el porcentaje de vivienda en propiedad, mayor es la reducción, en puntos o en porcentaje, pero los correspondientes R² lineales son relativamente bajos (0,17 en ambos casos, calculados para los países del cuadro 15 salvo Croacia).

Cuadro 15

PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA (2011). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA
EQUIVALENTE DISPONIBLE: ESTIMACIÓN HABITUAL Y CON ALQUILER IMPUTADO

	Habitual	Con alquiler imputado	Diferencia	En porcentaje
Alemania	28,3	27,9	-0,4	-1,4
Austria	27,6	26,9	-0,7	-2,5
Bélgica	26,6	25,3	-1,3	-4,9
Bulgaria	33,6	32,5	-1,1	-3,3
Chipre	31,0	28,7	-2,3	-7,4
Croacia	30,5	30,0	-0,5	-1,6
Dinamarca	28,1	28,7	0,6	2,1
Eslovaquia	25,3	24,0	-1,3	-5,1
Eslovenia	23,8	22,2	-1,6	-6,7
España	35,0	31,8	-3,2	-9,1
Estonia	32,5	30,8	-1,7	-5,2
Finlandia	25,9	25,4	-0,5	-1,9
Francia	30,5	30,2	-0,3	-1,0
Grecia	34,3	32,1	-2,2	-6,4
Hungría	26,9	25,7	-1,2	-4,5
Irlanda	29,9	28,4	-1,5	-5,0
Islandia	24,0	23,8	-0,2	-0,8
Italia	31,9	29,6	-2,3	-7,2
Letonia	35,7	34,1	-1,6	-4,5
Lituania	32,0	30,4	-1,6	-5,0
Luxemburgo	28,0	27,6	-0,4	-1,4
Malta	27,1	25,5	-1,6	-5,9
Noruega	22,6	22,2	-0,4	-1,8
P. Bajos	25,4	25,6	0,2	0,8
Polonia	30,9	28,6	-2,3	-7,4
Portugal	34,5	34,0	-0,5	-1,4
R. Checa	24,9	24,8	-0,1	-0,4

Cuadro 15 (continuación)

#### PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA (2011). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA EQUIVALENTE DISPONIBLE: ESTIMACIÓN HABITUAL Y CON ALQUILER IMPUTADO

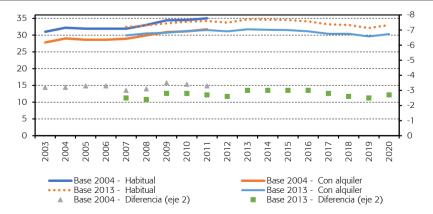
	Habitual	Con alquiler imputado	Diferencia	En porcentaje
R. Unido	32,8	32,2	-0,6	-1,8
Rumanía	33,3	33,1	-0,2	-0,6
Suecia	24,8	24,1	-0,7	-2,8
Suiza	28,8	28,6	-0,2	-0,7
Media	29,2	28,2	-1,0	-3,4
España - media	5,8	3,6	-2,2	
Puesto de España	2	7	1	1

Fuente: Elaboración propia con datos de Törmälehto y Sauli (2017: 149).

Con todas las cautelas por los problemas de la comparación, los datos presentados sugieren que la posición relativa de España en los *rankings* de desigualdad de rentas mejoraría si se tuviera en cuenta el alquiler imputado.

Sea como fuere, el INE, con su *Encuesta de Condiciones de Vida*, sí lleva a cabo estimaciones de la desigualdad de la renta disponible equivalente con alquiler imputado y contamos con datos para casi dos décadas (véase gráfico 18). De acuerdo con estas estimaciones, el índice de Gini de la renta con alquiler imputado

Gráfico 18
ESPAÑA (2003-2020). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DISPONIBLE EQUIVALENTE:
ESTIMACIÓN HABITUAL Y CON ALQUILER IMPUTADO



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida, del INE.

acostumbra a situarse unos 2,5 o 3 puntos por debajo del de la renta disponible equivalente tal como suele medirse habitualmente, sin que se observe una clara asociación de esta diferencia con el ciclo económico.

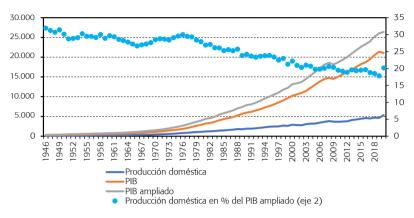
#### 2.5.3. Rentas ampliadas con el trabajo doméstico

Hasta ahora se han examinado rentas ampliadas que convierten en rentas monetarias a los ingresos hipotéticos o ficticios atribuibles a la posesión de activos reales o financieros o al disfrute, real o supuesto, de servicios públicos como la educación o la sanidad. Del mismo modo, cabe imaginar una renta ampliada que incorpore una estimación del valor monetario del trabajo doméstico o, en un sentido más amplio, de cuidados. Este es el argumento principal de buena parte de la denominada "economía feminista", que lleva abogando por incluir ese trabajo en las contabilidades nacionales como modo de hacer visible y resaltar el valor de la aportación de las mujeres al bienestar material de nuestras sociedades (Folbre, 2006; Durán Heras, 2012; Gálvez Muñoz, 2016). Es obvio que el trabajo doméstico y el trabajo de cuidados no remunerados, protagonizados por las mujeres, aportan bienestar a las familias o, dicho de otro modo, aportan valor económico, aunque no se pueda medir como se mide el valor que se añade en las transacciones económicas intermediadas monetariamente. Si se ha visto descuidado en las estadísticas nacionales, seguramente haya sido por la dificultad de asignarle ese valor monetario, además de por la menor atención que le han concedido los economistas. En su caso, esa asignación de valor monetario ha solido llevarse a cabo en una "cuenta satélite" de la correspondiente contabilidad nacional, tal como se hace, por ejemplo, con las cuentas satélite del turismo en España. Para estimar ese valor se ha partido de encuestas de uso del tiempo, de las que se obtiene una estimación del tiempo dedicado al trabajo doméstico o de cuidados, cuyo valor se obtiene multiplicando ese tiempo por una hipotética remuneración salarial determinada según la equivalencia de esos trabajos a ocupaciones de la economía de mercado afines a esas tareas o, simplemente, asignándoles un salario similar a los salarios de las ocupaciones de baja cualificación.

Por lo general, esas estimaciones han solido implicar una aportación más que cuantiosa a lo que podríamos denominar producto interior bruto extendido. A título de ejemplo, en el gráfico 19 se recogen las que el Bureau of Economic Analysis estadounidense ha hecho de la cuenta satélite de la producción de los hogares, que he añadido al PIB nominal para obtener un PIB ampliado. Como se observa, hace décadas la producción doméstica llegó a representar cerca del 30 % del PIB ampliado, aunque en la actualidad representa alrededor del 20 %. Una cifra similar (21,5 % del valor añadido bruto ampliado) obtuvo el INE cuando elaboró una estimación similar para España en 2008 (Casero y Angulo, 2008).

Represente el trabajo doméstico un 20 % de un PIB ampliado u otro porcentaje, no cabe duda de que tenerlo en cuenta nos ofrece una visión más realista

Gráfico 19
EE. UU. (1946-2020). PIB Y PRODUCCIÓN DOMÉSTICA (EN MILES DE MILLONES DE DÓLARES CORRIENTES)



Fuentes: Elaboración propia con datos de las National Income and Product Accounts y de Household Production. ambas del Bureau of Economic Analysis estadounidense.

de nuestras condiciones de vida y, por tanto, en principio, de las desigualdades económicas que las caracterizan. En esta línea, un equipo liderado por una de las economistas feministas más reconocidas, Nancy Folbre, llevó a cabo hace unos años un intento de estimar comparativamente esas desigualdades incorporando el trabajo doméstico (Folbre et al., 2013), incluyendo en su análisis ocho países europeos con datos para un año de los comprendidos entre 1999 y 2004<sup>15</sup>. Su estimación del tiempo de trabajo doméstico procede de la primera ola de la *Encuesta Europea de Uso del Tiempo*, y la del valor monetario correspondiente se calcula multiplicando ese tiempo por el salario mínimo de cada país. Su estimación de la renta neta de mercado se basa en las encuestas armonizadas por el *Luxembourg Income Study.* Ambas estimaciones se acotan poblacionalmente, refiriéndose a los hogares con adultos que forman pareja y en los que no viven otros adultos.

La comparación entre los índices de Gini obtenidos para la renta de mercado y la renta extendida se recoge en el cuadro 16. En él se observa cómo las desigualdades de renta extendida son siempre sustancialmente más bajas (hasta más de un 40 %) que las desigualdades de renta de mercado. Lo cual se explica con relativa facilidad teniendo en cuenta el notable peso del valor del trabajo doméstico en la renta (véase más arriba) y que, como poco, representará un valor muy similar en cada hogar independientemente de la renta de mercado de este o, incluso, puede pesar más en los hogares con menos renta que en los hogares con más renta.

<sup>15</sup> También cabe mencionar el trabajo de Addabbo y Caiumi (2003), pero no se recoge aquí por no presentar estimaciones de desigualdad para el conjunto de la población, sino para uno y otro sexo y para distintos tipos de hogares.

#### Cuadro 16

PAÍSES EUROPEOS (1999-2004). ÍNDICE DE GINI DE LA RENTA DE MERCADO Y DE UNA RENTA EXTENDIDA QUE INCLUYE EL TRABAJO DOMÉSTICO (HOGARES CON ADULTOS QUE FORMAN PAREJA, SIN OTROS ADULTOS)

	Renta de mercado	Renta extendida	Diferencia	En porcentaje
Alemania (2000)	35,5	21,2	-14,3	-40,3
España (2004)	34,0	25,1	-9,0	-26,3
Finlandia (2000)	28,6	19,6	-9,0	-31,4
Francia (2000)	30,1	19,9	-10,2	-34,0
Italia (2004)	37,1	23,3	-13,7	-37,1
Polonia (2004)	46,4	27,2	-19,2	-41,3
R. Unido (1999)	38,3	25,6	-12,6	-33,0
Suecia (2000)	29,1	20,1	-9,0	-31,0

Fuente: Adaptado de Folbre et al. (2013: 251).

En España el índice de Gini de la renta extendida es 9 puntos inferior al de la renta de mercado, lo que representa una reducción del 26,3 %, la segunda más baja de las registradas por los países que incluye el estudio. Ello quizá se deba a que la distancia entre el salario mínimo y los ingresos medios era mayor en España que en otros países.

En todo caso, de nuevo, lo más relevante del ejercicio, además de la posición relativa de España, es que, en todos los países, las desigualdades económicas en esta renta extendida son inferiores a las que se obtienen teniendo en cuenta tan solo las rentas monetarias.

#### 2.6. LA PROBLEMÁTICA DE LA DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES

Unas últimas pinceladas del cuadro comparativo de las desigualdades económicas en Europa y el lugar que ocupa en España en ese contexto se pueden dar haciendo uso del concepto de desigualdad de oportunidades.

En su significado tradicional se ha referido, sobre todo, a eliminar las barreras de acceso a lo que podríamos denominar "palancas de oportunidad". Es decir, a los medios considerados comúnmente como útiles o apropiados para alcanzar metas vitales como la de asegurarse unos ingresos propios de cierta cuantía. Por eso, se hablaba de igualdad de oportunidades en el acceso a la educación, primero a la primaria y, en última instancia, a la universitaria. El eslogan clásico de la igualdad de oportunidades educativas de la España de la transición, como se sabe, fue el de "el hijo del obrero a la universidad". El acceso a la universidad estaba (y, aunque en mucha menor medida, sigue estando hoy) muy condicionado por el nivel de ingresos o, en otros términos, la clase social de los padres de los

estudiantes; de ahí reclamaciones como la gratuidad de los estudios universitarios y/o programas de becas eficaces para reducir las diferencias de acceso por clases. Lo mismo se predicó durante un tiempo de varones y mujeres. Estas últimas, no por razones de clase social o ingresos familiares, sino, más bien, culturales, tuvieron durante mucho tiempo un menor acceso a la enseñanza en sus distintos niveles. Con la generalización de la escolarización primaria y secundaria, y el cambio social y cultural de los años sesenta y setenta, se acabaron igualando las oportunidades de varones y mujeres. Todo ello sin obviar que la participación universitaria de cada grupo haya acabado especializándose, hasta cierto punto, por ramas de estudios, quedando las mujeres especialmente sobrerrepresentadas en campos como los de las ciencias de la educación, las ciencias de la salud o el trabajo social, y claramente infrarrepresentadas en las ingenierías y los estudios vinculados a las tecnologías de la información y la comunicación. Y algo parecido cabe afirmar de las diferencias entre varones y mujeres en términos del acceso al trabajo extradoméstico, que habría de contribuir a mejorar las oportunidades vitales de las mujeres, incluyendo, en primer lugar, su autonomía de ingresos, acercándolas a las de los varones. Más allá de que, habiéndose acercado mucho sus tasas respectivas de empleo, se observen diferencias salariales y diferentes especializaciones por sectores productivos.

Desde hace unas décadas, sin embargo, entre los economistas que estudian las desigualdades económicas (o, entre otros ámbitos, las de salud) se ha extendido un entendimiento de la desigualdad de oportunidades como desigualdad de resultados. Siguiendo la senda iniciada por Roemer (1998), se entienden las diferencias de resultados, sobre todo, de ingresos, entre los individuos como producto, por una parte, de un conjunto de circunstancias sobre las que esos individuos no tienen ningún control, y, por otra, del propio esfuerzo individual o de decisiones individuales no determinadas por aquellas circunstancias<sup>16</sup>. De este modo, se define la desigualdad de oportunidades como la desigualdad de resultados causada por las distintas circunstancias que afectan a los individuos. Se trataría, grosso modo, de la desigualdad que refleja las diferencias medias (normalmente de ingresos) entre grupos o tipos de individuos caracterizados por distintas circunstancias. La desigualdad de resultados dentro de cada uno de esos tipos se aproximaría, si los tipos están suficientemente diferenciados según las circunstancias, a la debida al esfuerzo individual. La desigualdad de oportunidades se tiende a considerar injusta, mientras que la justa sería la derivada del propio esfuerzo, que ha de recibir su recompensa. La implicación habitual de esta idea de justicia es la de que el Estado ha de hacer lo posible para reducir la desigualdad de oportunidades así entendida, bien tomando medidas ex ante que reduzcan las diferencias en las circunstancias, bien compensando ex post las diferencias de resultados entre individuos que, en principio, han aplicado el mismo esfuerzo y que se deberían a las diferentes circunstancias de partida.

<sup>&</sup>lt;sup>16</sup> Discusiones bastante completas de esta bibliografía pueden encontrarse en Ferreira y Peragine (2012), Ramos y van de Gaer (2016), Trannoy (2016) y Palmisano y Peragine (2022).

Es fácil imaginar un conjunto amplio de circunstancias sobre las que los individuos no tienen control y que pueden influir en resultados como los ingresos que generan en situaciones de mercado. En la bibliografía sobre desigualdad de oportunidades las han categorizado en términos de distintas modalidades de suerte (Ramos y van de Gaer, 2016: 869-870). La "suerte del origen social" (social background luck) se refiere a características de la familia de origen, tales como el nivel educativo u ocupacional de los padres, el nivel de ingresos o dificultades materiales del hogar del entrevistado cuando era menor, la localidad de nacimiento o residencia, la nacionalidad de los padres, etc. La "suerte genética" (genetic luck) emana de haber nacido varón o mujer, de los condicionantes genéticos de los rasgos de personalidad que pueden redundar, por ejemplo, en un mayor éxito en los estudios o en el mercado de trabajo, de condicionantes genéticos de la salud, de la altura, de la predisposición a la obesidad o a otros rasgos corporales que puedan influir, en determinados contextos, en el éxito en estrategias educativas o laborales, etc. La "suerte bruta" (brute luck) está ligada a las situaciones en las que el individuo no puede alterar las probabilidades de que un evento tenga lugar, como puede ser, por ejemplo, una recesión que resulta en una ola de despidos, un cambio en el sistema de enseñanza que afecte a sus probabilidades de éxito escolar, etc. Por último, la "suerte de las opciones" (options luck) se refiere a la probabilidad de éxito en empresas individuales que implican la asunción de un riesgo, pero no el control de todas las circunstancias que pueden afectar a aquel éxito.

Asunto distinto es qué tipo de circunstancias ha de compensar el Estado con sus medidas y el alcance de estas, sobre lo cual los economistas de la desigualdad de oportunidades mantienen perspectivas que pueden llegar a ser muy distintas e implicar grandes y extensas intervenciones estatales o intervenciones, más bien, posibilistas, que suponen niveles de redistribución mucho menores. A los primeros, Ramos y van de Gaer (2016: 870) les denominan "deterministas duros" (hard determinists), que tienden a considerar casi todas las desigualdades como injustas, dejando un espacio muy pequeño para el libre albedrío de los individuos y, por tanto, para que tengan que asumir las consecuencias de elecciones no condicionadas por las circunstancias. Los segundos no creen que la suerte del origen social y la genética sean tan determinantes, de modo que algunos de sus hipotéticos efectos son, en el fondo, resultado de las preferencias individuales, que no habría que compensar. El resto de sus efectos sí habría que compensarlos, así como los de la suerte bruta, pero solo en parte, pues compensarlos del todo requeriría una "enorme redistribución". Hay que señalar, por último, que, aunque se derive lógicamente de este enfoque la necesidad de que los Estados hagan lo posible para igualar las circunstancias de partida, en las investigaciones revisadas, lo más común es que se propongan medidas estatales compensatorias o de redistribución de rentas, más que "predistributivas".

Más allá de las cuestiones normativas, la investigación empírica de la desigualdad de oportunidades se enfrenta al problema de encontrar suficientes indicadores de circunstancias y de esfuerzo y/o de construir modelos que puedan inferir, en ausencia de indicadores "duros", los efectos de las circunstancias o el esfuerzo. En la práctica, gran parte de las investigaciones, como las que se reseñan a continuación, cuentan con unos pocos indicadores de circunstancias, los disponibles en las encuestas que miden tanto la variable dependiente (ingresos, salud) como los rasgos de la familia del entrevistado, su sexo, su edad, su nacionalidad, etc. Y suelen ofrecer la cautela de que sus estimaciones de desigualdad de oportunidades lo serán a la baja, al no haber podido tener en cuenta conjuntos más amplios de circunstancias. Por otra parte, casi siempre admiten que los esfuerzos individuales son inobservables, aunque en ocasiones asignan un componente de esfuerzos a medidas de capital humano, ciertas conductas saludables (o no saludables) o indicadores de gustos y preferencias. Es habitual suponer que son los diferentes niveles de esfuerzo los que explican los distintos resultados de quienes comparten el mismo conjunto de circunstancias.

Dejando de lado los estudios no dedicados a la desigualdad de ingresos, hay dos tendencias en lo tocante a cuál sea la variable dependiente de la que se comprueba si está desigualmente distribuida y cuánto se debe esa distribución a las circunstancias que el individuo no puede controlar. Unos autores utilizan variantes de una renta disponible equivalente, es decir, una renta medida a escala de hogar sumando todos los ingresos y todas las deducciones de rigor y asignada a cada miembro del hogar intentando tener en cuenta las economías de escala de los hogares. Esto puede hacerse utilizando criterios como la escala de equivalencia de la OCDE o dividiendo los ingresos por la raíz cuadrada del número de miembros. Otros procuran estimar rentas disponibles individuales de los entrevistados adultos en cuestión. Por ejemplo, a un asalariado se le asigna su salario, independientemente de que su cónyuge trabaje o no e independientemente de los hijos que tenga el matrimonio. En general, suele acotarse el rango de edades de los encuestados considerados o de los cabezas de familias de los hogares de modo que se maximice la probabilidad de encontrar ingresos de mercado y no de prestaciones tales como las pensiones. Un tramo de edad habitual es el de los 20 a los 60 años.

A continuación se reseñan las principales investigaciones que han intentado estimar la desigualdad de oportunidades en países europeos, siempre que en el conjunto de países analizados se encuentre España. Todas ellas se basan en una o dos encuestas de *EU-SILC*, la de 2005 (con datos de ingresos correspondientes a 2004) y la de 2011 (con ingresos de 2010). Se examinan, primero, las que utilizan como medida de ingresos una renta equivalente y, después, la única que utiliza ingresos individuales. No se entra en los detalles de la construcción de los modelos. Primero se consideran las cuatro investigaciones basadas en una estimación de renta disponible equivalente (es decir, una asignación de renta a cada miembro del hogar según los ingresos totales y el tamaño y/o composición del hogar) y, después, la investigación basada en una estimación de renta individual.

#### Investigaciones basadas en rentas equivalentes

La base empírica de Marrero y Rodríguez (2012) es la encuesta de 2005 (ingresos de 2004), con datos de 23 países. Como indicador de renta, los autores utilizan la renta disponible equivalente (calculada con la escala de equivalencia de la OCDE) de los hogares cono cabezas de familia entre 26 y 50 años. Para construir sus variables de circunstancias utilizan el nivel educativo y ocupacional de los dos padres del entrevistado cuando este tenía entre 14 y 16 años de edad, su origen (nacional, europeo, resto del mundo) y una variable cualitativa que mide las condiciones económicas del hogar del entrevistado cuando tenía las edades indicadas. Su indicador de desigualdad de rentas es el índice de Theil, otra medida de la desigualdad basada en comparar una distribución de ingresos con una situación ideal en que todos los individuos tienen los mismos ingresos. Al igual que el coeficiente de Gini, también se mueve del 0 al 1, de la mínima a la máxima desigualdad.

Como se observa en el cuadro 17, la desigualdad de oportunidades absoluta (DO) siempre es menor que la desigualdad de renta (DR), tal como corresponde, pues una parte de las desigualdades, en principio, se debe a las diferentes oportunidades y otra, al diferente esfuerzo de los individuos. Para los 23 países del estudio, la media de la primera es 0,158, y la de la segunda 0,016, mucho menor. Los autores también proporcionan un indicador de desigualdad de oportunidades relativa (DOR), que representa el peso de la de oportunidades en la de renta (DOR = DO / DR x 100). Su media aritmética sería de 8,98 %, lo que significa que la mayor parte de la desigualdad de rentas no vendría explicada por la desigualdad de oportunidades, aunque los autores enfatizan que se trataría de un límite inferior, que sería mayor si se tuvieran en cuenta más circunstancias.

El índice de Theil español en lo tocante a la DR se sitúa en 0,214, esto es, 0,056 puntos por encima de la media, lo que coloca el caso español en el puesto 5º de mayor a menor desigualdad, lo cual encaja con las clasificaciones europeas por desigualdad de rentas que hemos visto en secciones anteriores. El correspondiente a la DO es sería 0,029, por tanto, 0,013 puntos más que la media, lo que dejaría a España en la posición 3ª. Su DOR sería del 13,3 %, por encima de la media, y ocupando el 4º lugar.

La DR y la DO están asociadas positivamente y con fuerza a escala de país (R² lineal de 0,63). Según este modelo lineal, la DO española sería algo superior a la que le correspondería según su DR.

Las estimaciones de desigualdad de oportunidades de Brzezinski (2020) se basan en las encuestas de 2005 y 2011, en una submuestra de hogares de 23 países cuyo cabeza de familia tiene entre 30 y 59 años. Su indicador de renta es la renta disponible equivalente, calculada con la escala OCDE modificada. Como variables de circunstancias, todas aplicables a los entrevistados cuando tenían de

Cuadro 17

PAÍSES EUROPEOS (2004). DESIGUALDAD DE RENTA (\*) Y DE OPORTUNIDADES (ÍNDICE DE THEIL)

	Renta (DR)	Desigualdad de oportunidades (DO)	Ratio (DO/DR x 100)
Alemania	0,131	0,003	2,1
Austria	0,118	0,006	5,1
Bélgica	0,103	0,012	11,9
Dinamarca	0,069	0,001	1,9
Eslovaquia	0,125	0,005	3,6
Eslovenia	0,087	0,008	9,6
España	0,214	0,029	13,3
Estonia	0,199	0,022	11,0
Finlandia	0,116	0,004	3,3
Francia	0,110	0,010	8,9
Grecia	0,213	0,023	10,8
Hungría	0,131	0,015	11,6
Irlanda	0,161	0,024	15,0
Italia	0,187	0,022	11,7
Letonia	0,300	0,021	7,1
Lituania	0,248	0,036	14,4
Noruega	0,117	0,005	4,1
P. Bajos	0,088	0,004	4,6
Polonia	0,265	0,027	10,3
Portugal	0,226	0,050	22,2
R. Checa	0,120	0,007	5,9
R. Unido	0,195	0,020	10,2
Suecia	0,110	0,009	8,0
Media	0,158	0,016	9,0
España - media	0,056	0,013	4,4
Posición de España	5	3	4

Nota: (\*) Renta disponible equivalente de los hogares con cabeza de familia de 26 a 50 años.

Fuente: Adaptado de Marrero y Rodríguez (2012: 611).

14 a 16 años, el autor utiliza el nivel educativo de los padres (4 categorías), la ocupación de estos (10 categorías) y el país de nacimiento del entrevistado (local, otro país de la UE, fuera de la UE). Como indicador de desigualdad también utiliza el índice de Theil. Los resultados principales de dicho estudio en lo que aquí interesa se recogen en el cuadro 19.

Para 2004 el índice de Theil medio es de 0,201 para la desigualdad de renta (DR), una cifra algo superior a la de 0,158 estimada por Marrero y Rodríguez. Para 2010, el índice medio sería muy parecido, de 0,197. Asimismo, los índices corres-

pondientes a la desigualdad de oportunidades (DO) son muy bajos, con cifras respectivas de 0,020 y 0,022. Lo cual deja la media aritmética de la desigualdad de oportunidades relativa en niveles respectivos del 9,4 y el 11,1 %, muy parecidos a los estimados por Marrero y Rodríguez.

Atendiendo a la desigualdad de renta estimada por Brzezinski (2020), en España sería más alta que la media tanto en 2004 como en 2010, claramente más en 2010, por lo que su posición relativa es bastante peor (9º país según su DR en 2004; 1º en 2010). España también presenta cifras altas de desigualdad de oportunidades, la sexta más alta en 2004, la primera en 2010. Algo similar ocurre con la desigualdad relativa, aunque, en este caso, la posición española es peor en 2004 que en 2010.

PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE RENTA (*) Y DE OPORTUNIDADES (ÍNDICE DE THEIL) (**)

	Renta (DR)		Desigua oportunida		Desigua oportunida (DO )	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Alemania	0,150	0,245	0,009	0,013	0,063	0,053
Austria	0,132	0,127	0,012	0,018	0,093	0,143
Bélgica	0,183	0,138	0,018	0,024	0,097	0,173
Eslovaquia	0,155	0,138	0,005	0,008	0,035	0,056
Eslovenia	0,109	0,106	0,009	0,009	0,087	0,087
España	0,230	0,385	0,028	0,049	0,124	0,128
Estonia	0,266	0,253	0,025	0,031	0,093	0,121
Finlandia	0,126	0,135	0,006	0,011	0,046	0,080
Francia	0,128	0,171	0,012	0,015	0,094	0,087
Grecia	0,249	0,290	0,027	0,049	0,108	0,170
Hungría	0,161	0,138	0,015	0,015	0,095	0,107
Irlanda	0,205	0,182	0,023	0,019	0,112	0,105
Italia	0,247	0,264	0,033	0,028	0,133	0,107
Letonia	0,419	0,363	0,035	0,022	0,084	0,060
Lituania	0,319	0,309	0,038	0,031	0,120	0,101
Luxemburgo	0,160	0,145	0,029	0,033	0,183	0,226
Noruega	0,152	0,093	0,005	0,007	0,030	0,078
P. Bajos	0,173	0,143	0,011	0,021	0,065	0,150
Polonia	0,298	0,198	0,023	0,015	0,077	0,078
Portugal	0,252	0,201	0,046	0,030	0,183	0,150
R. Checa	0,130	0,126	0,011	0,011	0,083	0,084
R. Unido	0,250	0,240	0,015	0,023	0,060	0,094

Cuadro 18 (continuación)

#### PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE RENTA (\*) Y DE OPORTUNIDADES (ÍNDICE DE THEIL) (\*\*)

	Renta (DR)			Desigualdad de oportunidades (DO)		Desigualdad de oportunidades relativa (DO / DR)	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010	
Suecia	0,127	0,135	0,012	0,015	0,095	0,112	
Media	0,201	0,197	0,020	0,022	0,094	0,111	
España - media	0,029	0,188	0,009	0,028	0,030	0,017	
Puesto de España	9	1	6	1	4	7	

Notas: (\*) Renta disponible equivalente de los hogares con cabeza de familia de 26 a 50 años.

(\*\*) Las cifras son aproximadas, pues se han obtenido digitalizando los gráficos en que aparecen, ya que no están disponibles de otro modo.

Fuente: Elaboración propia con datos de Brzezinski (2020).

Más recientemente, Suárez Álvarez y López Menéndez (2021) han recurrido a las encuestas EU-SILC de 2005 y 2011, utilizando una submuestra de asalariados (y parados que lo habían sido) de 25 a 59 años de 26 países. Su indicador de renta es la renta disponible equivalente, ajustada por la escala OCDE modificada. Como indicador de desigualdad utilizan dos indicadores, GE(0) (también denominado MLD, o desviación logarítmica media) y el coeficiente de Gini. Aquí solo se recoge el segundo, transformado en índice de Gini. Los autores eligen como variables de circunstancias el sexo de los entrevistados, su edad, el haber nacido en el país correspondiente o en el extranjero, el nivel educativo de los padres, el nivel ocupacional de los padres y la densidad de población de la localidad de residencia. Sus estimaciones se recogen en el cuadro 19. La media del índice de Gini de la renta disponible equivalente para el conjunto de 26 países fue de 27 en 2004 y 27,2 en 2010. La variación en la media del índice correspondiente a la desigualdad de oportunidades también es menor, pasando del 9,2 al 9,3, y tampoco cambia mucho la desigualdad relativa (DOR), desde una media del 33,3 % a una del 34,1 %. Salta a la vista que las DOR estimadas por Suárez Álvarez y López Menéndez (2021) son muy superiores a las estimadas por Marrero y Rodríguez (2012) y Brzezinski (2020), situadas en el entorno del 10 %, y, llamativamente, a sus propias estimaciones basadas en el indicador GE(0), que se mueven también en ese entorno. De nuevo, las estimaciones de desigualdad de renta (DR) y de oportunidades (DO) están asociadas entre sí, pero más en 2004 ( $R^2$  lineal de 0,79) que en 2010 ( $R^2$  = 0,52).

La DR española es más alta que la media tanto en 2004 como en 2010, 2 y 4,8 puntos porcentuales respectivamente, situándose España en los puestos 7º y 3º de mayor a menor DR. No extrañan esas diferencias y posiciones, dado lo que ya sabemos de la desigualdad de ingresos equivalentes disponibles para la población

general. Los dos índices de DO también son más altos que las respectivas medias anuales, bastante más en 2010 (+3,7 puntos) que en 2004 (+0,8 puntos), lo que supone que España acabe ocupando el primer lugar de mayor a menor DO en 2010, partiendo del 8ª lugar en 2004. La DOR española no destacaba especialmente en 2004 (puesto 10º, algo por encima de la media), pero sí en 2010 (puesto 5º, casi 7 puntos por encima de la media). En conjunto la DR española aumenta 3 puntos; la DO, 3 puntos y la DOR 5 puntos.

# Cuadro 19 PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE LA RENTA EQUIVALENTE DISPONIBLE (\*) Y DE OPORTUNIDADES ABSOLUTA Y RELATIVA (ÍNDICES DE GINI Y PORCENTAJES)

	Índice de Gini de la renta disponible equivalente (A)		Índice de desigua oportunio	ldad de	Desigualdad de oportunidades relativa (A/B x 100)	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Alemania	25	26	5	6	20,4	21,9
Austria	25	26	7	9	30,4	33,6
Bélgica	22	23	6	8	27,7	33,9
Chipre	27	28	10	11	35,7	38,6
Dinamarca	18	24	6	10	34,3	43,5
Eslovaquia	25	25	8	9	31,2	36,9
Eslovenia	24	24	8	7	32,7	28,9
España	29	32	10	13	35,3	40,8
Estonia	33	31	13	12	38,2	38,5
Finlandia	24	24	5	5	20,4	22,4
Francia	25	28	8	8	32,1	29,9
Grecia	29	30	10	13	34,1	42,3
Hungría	27	27	10	12	37,7	42,4
Irlanda	28	28	11	10	37,7	36,0
Islandia	23	24	6	7	27,5	29,8
Italia	28	28	10	11	34,9	38,2
Letonia	35	35	15	12	44,0	34,2
Lituania	36	33	16	12	43,4	35,1
Luxemburgo	26	26	11	12	44,0	47,0
Noruega	23	22	7	7	28,8	31,5
P. Bajos	23	23	5	5	21,9	21,0
Polonia	36	31	13	10	35,8	33,7
Portugal	36	32	14	10	39,5	32,7
R. Checa	25	25	9	8	34,5	34,1
R. Unido	31	31	9	9	28,2	27,6

Cuadro 19 (continuación)

## PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE LA RENTA EQUIVALENTE DISPONIBLE (\*) Y DE OPORTUNIDADES ABSOLUTA Y RELATIVA (ÍNDICES DE GINI Y PORCENTAJES)

	Índice de Gini de la renta disponible equivalente (A)		Índice de desigua oportunio		Desigualdad de oportunidades relativa (A/B x 100)	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Suecia	19	21	7	7	35,0	32,2
Media	27	27,2	9,2	9,3	33,3	34,1
España - media	2	4,8	0,8	3,7	2,0	6,7
Posición de España	7	3	8	1	10	5

*Nota:* (\*) De los ocupados asalariados o parados que habían trabajado por cuenta ajena, de 25 a 59 años. *Fuente:* Elaboración propia con datos de Suárez Álvarez y López Menéndez (2021: 576-577).

Por su parte, Brunori, Hufe y Mahler (2022) basan sus estimaciones en la encuesta *EU-SILC* de 2011, analizando la submuestra de los entrevistados entre 30 y 59 años, correspondiente a 31 países. El indicador de renta que utilizan es la renta disponible equivalente, calculada en esta ocasión dividiendo la renta disponible del hogar por la raíz cuadrada de su número de miembros. En el caso de obtener ingresos negativos, les asignan el valor 1, y asignan a los ingresos del 0,5 % más alto el valor del percentil 99,5. Como indicador de desigualdad utilizan un coeficiente de Gini (aquí convertido en índice).

Como indicadores de variables de circunstancias usan un conjunto más amplio que los habituales en los estudios considerados hasta aquí: el sexo del entrevistado, su país de nacimiento, la presencia de su padre en el hogar cuando el entrevistado tenía entre 14 y 16 años, el número de adultos en ese hogar, el número de niños, el país de nacimiento, el nivel educativo, la situación laboral y el nivel ocupacional de los progenitores (incluyendo que la ocupación de alguno de los dos fuera de nivel directivo) y la modalidad de tenencia de la vivienda.

Para estimar la desigualdad de oportunidades proponen utilizar métodos de *machine learning,* los cuales, según los autores, reducen al máximo dos tipos de sesgos habituales en los estudios sobre desigualdad de oportunidades: los derivados de la elección de unas u otras variables de circunstancias y los derivados de la elección de un modelo u otro para reflejar cómo se asocian las circunstancias y los resultados en cuestión. En última instancia, se trata de aplicar algoritmos diseñados para efectuar predicciones "fuera de muestra" de modo que se elijan automáticamente los modelos de los que se derivan las predicciones

<sup>17</sup> Los modelos se derivan de un conjunto de datos (una muestra) y las predicciones se contrastan con otro conjunto de datos, del mismo carácter, pero distinto del primero.

más ajustadas. Los autores usan "árboles y bosques de regresión basada en la inferencia condicional" 18.

Los resultados de las estimaciones que hacen Brunori, Hofe y Mahler (2022) de la desigualdad de oportunidades basadas en esos árboles y bosques de inferencias se recogen en el cuadro 20, que incluye, además, cálculos propios de la desigualdad de oportunidades relativa.

El índice de Gini medio para ese conjunto de países europeos es de 28,3, mientras que los correspondientes a las estimaciones según modelos de inferencia condicional ascienden a 7,9 (árboles) y 7,8 (bosque), lo cual resultaría en medias de desigualdad de oportunidad relativa (DOR) de 26,7 y 26,6 %, respectivamente. Se trata de estimaciones, de nuevo, muy superiores a las de Marrero y Rodríguez (2012) y Brzezinski (2020), pero bastante cercanas a las de Suárez Álvarez y López Menéndez (2021). Como se ve en el cuadro 20, los máximos y los mínimos estimados varían sustancialmente. Por ejemplo, según el método de árboles de inferencia, el Gini mínimo de desigualdad de oportunidades es 1,2 (Islandia) y el máximo es 13,6 (Bulgaria). El rango de DOR es también muy amplio, desde un mínimo del 5,7 % (Islandia) a un máximo del 49,1 % (Luxemburgo).

Cuadro 20
PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE LA RENTA EQUIVALENTE DISPONIBLE (\*) Y DE OPORTUNIDADES ABSOLUTA Y RELATIVA (ÍNDICES DE GINI Y PORCENTAJES)

	Renta		aldad de nidades	0	igualdad de nidades relativa	
		Árbol (**)	Bosque (**)	Árbol (**)	Bosque (**)	
Alemania	27,6	7,0	7,9	25,4	28,6	
Austria	26,8	8,7	8,8	32,5	32,8	
Bélgica	24,9	8,7	9,1	34,9	36,5	
Bulgaria	33,3	13,6	13,4	40,8	40,2	
Chipre	27,9	8,0	8,0	28,7	28,7	
Croacia	30,6	8,2	7,6	26,8	24,8	
Dinamarca	23,2	2,1	2,0	9,1	8,6	
Eslovaquia	25,7	5,0	4,6	19,5	17,9	
Eslovenia	22,5	3,2	3,6	14,2	16,0	
España	32,9	12,8	12,0	38,9	36,5	
Estonia	33,0	9,7	10,1	29,4	30,6	
Finlandia	24,6	2,0	2,8	8,1	11,4	
Francia	28,8	9	9,8	31,3	34,0	

<sup>18</sup> En lo esencial, se trata de descubrir estadísticamente los "tipos" a los que pertenecen los individuos que comparten las mismas circunstancias mediante pasos sucesivos hallados estadísticamente, y no mediante una decisión convencional del investigador. La diferencia entre los modelos de árboles y de bosques es que los segundos usan medias entre distintos modelos a la hora de establecer los tipos.

Cuadro 20 (continuación)

PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE LA RENTA EQUIVALENTE DISPONIBLE (\*) Y DE OPORTUNIDADES ABSOLUTA Y RELATIVA (ÍNDICES DE GINI Y PORCENTAJES)

			aldad de ınidades	Desigualdad de oportunidades relativa		
		Árbol (**)	Bosque (**)	Árbol (**)	Bosque (**)	
Grecia	33,4	12,6	10,9	37,7	32,6	
Hungría	27,6	11,3	10,8	40,9	39,1	
Irlanda	29,6	8,4	7,8	28,4	26,4	
Islandia	21	1,2	1,6	5,7	7,6	
Italia	30,9	10,8	9,7	35,0	31,4	
Letonia	36,3	11,0	11,1	30,3	30,6	
Lituania	34,4	6,9	6,7	20,1	19,5	
Luxemburgo	27,1	13,3	13,6	49,1	50,2	
Malta	27,7	7,1	7,2	25,6	26,0	
Noruega	20,2	2,0	2,3	9,9	11,4	
P. Bajos	23,5	2,8	1,9	11,9	8,1	
Polonia	31,6	10,2	9,9	32,3	31,3	
Portugal	33,4	13,6	12,7	40,7	38,0	
R. Checa	25,0	5,7	5,1	22,8	20,4	
R. Unido	32,0	7,1	7,9	22,2	24,7	
Rumanía	33,7	12,0	11,1	35,6	32,9	
Suecia	21,5	2,5	3,1	11,6	14,4	
Suiza	27,9	8	9,0	28,7	32,3	
Media	28,3	7,9	7,8	26,7	26,6	
España - media	4,6	4,9	4,2	12,2	9,9	
Posición de España	8	4	4	5	6	

*Notas:* (\*) Se refiere a renta disponible equivalente (renta disponible del hogar dividida por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar) de los encuestados de 30 a 59 años, igualando las cifras negativas a uno y asignando al 0,5 % superior el dato del percentil 99,5.

(\*\*) Véase texto.

Fuente: Adaptado de dos cuadros de Brunori, Hufe y Mahler (2021: 16, 44).

Las estimaciones de desigualdad de renta (DR) y de DO para España son siempre más altas que la media, situándola en posiciones altas o medias altas, desde la cuarta hasta la octava. Algo similar ocurre con la DOR, según la cual la posición española se mueve entre la quinta y la sexta.

La DR y la DO de los países se asocian positivamente en el grupo de 31 países europeos considerados, con R<sup>2</sup> lineales algo superiores a 0,60. Si usamos la

asociación lineal entre la DR y la DO como predictor grueso de la segunda, las dos estimaciones para España que se obtienen en el estudio son más altas (alrededor de 1,5 puntos porcentuales, alrededor de un 13 % más) que las esperables.

Investigación basada en rentas individuales

Checchi, Peragine y Serlenga (2016) usan las encuestas de 2005 y 2011. Su muestra se compone de los entrevistados de 30 a 60 años de 27 países que trabajan a tiempo completo o parcial, están desempleados o se dedican a tareas del hogar o de cuidados. Como indicador de ingresos utilizan la renta disponible individual, no, como las otras investigaciones reseñadas, una renta equivalente. La renta individual que consideran es la suma, siempre en términos netos (descontando impuestos y cotizaciones) de los ingresos laborales (como asalariado o autónomo) y de prestaciones monetarias de índole variada (desempleo, discapacidad, enfermedad, supérstites, educativas). De la muestra excluyen el 1 % con ingresos más altos.

Su razonamiento para no utilizar una renta disponible equivalente incluye dos argumentos. Por una parte, cada miembro del hogar ha tenido distintas circunstancias en su niñez y adolescencia, por lo que utilizar alguna media de ingresos atenuará el impacto de las circunstancias individuales. Por otra parte, la propia configuración del hogar es resultado, en buena medida, de decisiones individuales, que reflejarían, más bien, lo que denominan "esfuerzo" y no tanto las circunstancias de origen.

Como indicadores de circunstancias usan los siguientes: el sexo del entrevistado, su edad (en intervalos de cinco años), su país de nacimiento (local, extranjero) y el nivel educativo de los padres (el máximo, sea del padre o de la madre). El indicador de desigualdad de rentas elegido es el coeficiente de Gini, transformado aquí en índice de Gini. Sus principales estimaciones se recogen en el cuadro 21. La principal diferencia con los cuatro estudios comentados más arriba es que Checchi, Peragini y Serlenga (2016) obtienen niveles de desigualdad de oportunidades absoluta y relativa más altos. La desigualdad de renta (DR) media es de 33,5 en 2004 (32,5 en 2010), y la de oportunidades (DO) de 14,6 (13,3 en 2010), lo que implica que la media de la desigualdad de oportunidades relativa (DOR) sería del 44 % (41 % en 2010). Es decir, es mucho más alta que las estimaciones de Marrero y Rodríguez (2012) y Brzezinski (2020), en el entorno del 10 %, pero también que las de Brunori, Hufe y Mahler (2022), en el entorno del 27 %.

Los datos españoles reflejan una DR superior a la media, con índices de Gini de 35,8 en 2004 y 34,4 en 2010, los cuales, sin embargo, no sitúan a España entre los primeros lugares de mayor a menor desigualdad, acercándose a posiciones intermedias (novena y undécima) más que en otros estudios. No extraña si tenemos en cuenta que los datos son individuales (y no del hogar) y se refieren a la población en edad de trabajar, en la que abundarán los asalariados, de cuya distribución de ingresos ya hemos visto que no es especialmente desigualitaria en España. Tampoco la DO que estiman los autores es tan alta en España. Es superior a la media en 2004

(2,2 puntos más), pero es inferior en 2010 (casi 1 punto menos), lo que implica una posición media-alta en 2004 (la sexta), pero media-baja en 2010 (la decimoctava). Consecuentemente su DOR no destaca ni en 2004 (la séptima más alta, con una valor similar a la media) ni en 2010 (la vigésima, con un valor apenas distinguible de la media).

De esos datos españoles de DO llama también la atención lo distintos que son con apenas seis años entre medias. En 2004 el índice de Gini de la DO fue de 16,8, pero cayó a 12,4 en 2010, y también cayó apreciablemente la DOR (del 47 al 36 %). Es interesante señalar que esta caída ocurrió entre un año de bonanza y un año de crisis económica, en el que ya había aumentado muchísimo el paro 19, con lo cual, dado que afecta diferencialmente a los asalariados según su nivel educativo, ocupacional o de ingresos, debería haber aumentado la desigualdad de rentas. Sin embargo, ni siquiera se observa esto con el indicador de renta disponible individual que usan los autores, aunque sí sabemos que, con las estimaciones más recientes de *EU-SILC*, en esos años sí había aumentado la desigualdad de la renta disponible equivalente (desde un índice de Gini de 32,2 a 34).

En cualquier caso, si la desigualdad de oportunidades refleja de verdad la influencia de las circunstancias que no caen bajo el control de los individuos, no se entiende muy bien por qué cambia tan sustantivamente la estimación en tan pocos años, salvo si pensamos que esas circunstancias cambiaron "dramáticamente" en tan poco tiempo para poblaciones definidas por tramos de edad tan amplios, con 15 años de edad cumplidos entre 1959 y 1989 (renta de 2004) o entre 1965 y 1995 (renta de 2010)<sup>20</sup>.

Cuadro 21
PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE RENTA (*) Y DE OPORTUNIDADES (ÍNDICES DE GINI)

	Renta (DR)		De oportunidades (DO)		Ratio (DO / DR)	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Alemania	39,5	33,6	21,2	18,0	0,54	0,54
Austria	31,9	31,2	16,7	15,4	0,52	0,49
Bélgica	27,8	27,3	14,3	13,4	0,51	0,49
Bulgaria		32,8		13,2		0,40
Croacia		33,6		12,5		0,37
Dinamarca	23,4	22,2	8,9	7,3	0,38	0,33

La tasa de paro había aumentado desde el 11 al 19,9 %, y el número de parados había crecido desde los 2,2 a los 4,6 millones, bastante más, lógicamente, que el número de ocupados (de 18,1 a 18,7 millones). Datos de la *Encuesta de Población Activa* del INE.

<sup>&</sup>lt;sup>20</sup> Los propios datos del estudio confirman que dichas circunstancias apenas cambiaron por término medio. Véase su cuadro A2 (Checchi, Peragine y Serlenga, 2016: 34-35). Algo similar ocurre con las estimaciones para Italia de Bussolo, Checchi y Peragine (2018).

Cuadro 21 (continuación)

#### PAÍSES EUROPEOS (2004, 2010). DESIGUALDAD DE RENTA (\*) Y DE OPORTUNIDADES (ÍNDICES DE GINI)

	Renta (DR)		De oportunidades (DO)		Ratio (DO / DR)	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Eslovenia	33,9	30,6	10,2	8,6	0,30	0,28
España	35,8	34,4	16,8	12,4	0,47	0,36
Estonia	35,0	35,8	13,7	12,9	0,39	0,36
Finlandia	33,0	31,4	10,2	9,6	0,31	0,31
Francia	32,8	32,7	13,8	12,9	0,42	0,39
Grecia	37,2	35,2	19,0	16,9	0,51	0,48
Hungría	36,9	34,1	14,6	13,3	0,40	0,39
Irlanda	36,5	35,6	17,0	13,2	0,47	0,37
Italia	32,9	33,1	15,4	14,3	0,47	0,43
Letonia	35,2	40,3	13,4	11,9	0,38	0,30
Lituania	35,0	37,6	11,7	9,2	0,33	0,24
Luxemburgo	37,4	35,1	21,1	19,7	0,56	0,56
Noruega	29,0	25,9	13,1	11,2	0,45	0,43
P. Bajos	30,4	27,9	18,2	14,8	0,60	0,53
Polonia	39,2	37,4	14,6	14,2	0,37	0,38
Portugal	37,5	34,6	14,2	10,0	0,38	0,29
R. Checa	30,7	26,5	12,6	12,3	0,41	0,46
R. Unido	36,7	34,1	15,5	16,5	0,42	0,48
Rumanía		35,5		15,3		0,43
Suecia	22,4	22,9	9,8	9,2	0,44	0,40
Suiza		37,1		21,8		0,59
Media	33,5	32,5	14,6	13,3	0,44	0,41
España - media	2,3	1,9	2,2	-0,9	0,0	-0,1
Puesto de España	9	11	6	18	7	20

Notas: (\*) Se trata de la renta disponible individual de los individuos de 30 a 60 años que trabajan, están en paro o llevan a cabo trabajo doméstico o de cuidados, sin contar el percentil más alto. Fuente: Adaptado de Checchi, Peragine y Serlenga (2016: 16).

Con los datos de Checchi, Peragine y Serlenga (2016), la DR y la DO también se asocian positivamente a escala de país, pero con mucha menos fuerza que con los datos del resto de estudios comentados: R² de 0,35 en 2004, y de 0,18 en 2010. Según el modelo que relaciona linealmente ambas variables, la cifra de DO española sería algo más alta de lo esperable en 2004, y apenas más baja de lo esperable en 2010.

Las estimaciones de desigualdad de oportunidades vistas en conjunto

Las investigaciones sobre la desigualdad de oportunidades reseñadas no solo se distinguen en la magnitud de la desigualdad estimada o, especialmente, en el monto de la desigualdad relativa, en lo cual las diferencias son más que sustantivas. Tampoco dan lugar a los mismos rankings de países o a las mismas distancias entre ellos. Brunori, Hufe y Mahler (2022) resaltan, a partir de correlaciones ordinales entre los rankings de las investigaciones que citan, cómo el acuerdo entre unos y otros puede llegar a ser bastante bajo. En este trabajo se ha repetido esa exploración comprobando las correlaciones lineales de las cifras de desigualdad de rentas, de oportunidades (absoluta) y de oportunidades relativa obtenidas en las cinco investigaciones reseñadas. Los resultados de dicha exploración, sintetizados con el coeficiente de correlación de Pearson se recogen en el cuadro 22, en el que se simplifica la cita de cada referencia bibliográfica con las iniciales de los apellidos de los autores, a las que se añade la fecha en que se miden los ingresos en la base de datos correspondiente. Se muestran las correlaciones por tipo de desigualdad y se ofrecen todas las estimaciones, incluyendo las que corresponden al mismo estudio. Se observa que las estimaciones de desigualdad de renta pueden llegar a "coincidir" bastante, con coeficientes de correlación de 0.8 o 0.9, pero también pueden ser minúsculas, con coeficientes cercanos a 0,4, lo que supondría niveles de R2 en torno a 0.16.

En cuanto a las estimaciones de desigualdad de oportunidades, también pueden estar bastante asociadas entre sí, con coeficientes de 0,8 o 0,9, pero, entre las positivas, estos coeficientes pueden bajar a niveles escasamente superiores a 0,10 e, incluso, pueden darse correlaciones prácticamente nulas, pero con signo negativo. Algo parecido ocurre con las estimaciones de desigualdad de oportunidades relativa, aunque, en este caso, los coeficientes positivos tienden a ser de menor magnitud, y mayor la de los coeficientes negativos. De hecho, alguna de las correlaciones positivas observadas respecto de la desigualdad de renta y de la desigualdad de oportunidades absoluta se torna negativa al medirla respecto de la desigualdad relativa.

Cuadro 22									
CORRELACIONES LINEALES ENTRE LOS INDICADORES DE DESIGUALDAD DE RENTAS Y DE OPORTUNIDADES EN LOS ESTUDIOS ANALIZADOS (COEFICIENTE DE CORRELACIÓN DE PEARSON) (1)									
		MR 2004	B 2004	B 2010	SL 2004	SL 2010	BHM 2010	CPS 2004	CPS 2010
De renta									
MR 2004	r	1							
	N	23							
B 2004	r	0,94**	1						
	N	22	23						
B 2010	r	0,80**	0,79**	1					
	N	22	23	23					
SL 2004	r	0,92**	0,85**	0,66**	1				
	N	23	23	23	26				

Cuadro 22									
CORRELA	1012	NES LINE	ALES EN	TRE LOS	INDICA	DORES [	DE DESIG	GUALDAD	D DE
RENTAS Y									
DE CORR	ELAC								
		MR 2004	B 2004	B 2010	SL 2004	SL 2010	BHM 2010	CPS 2004	CPS 2010
SL 2010	r	0,91**	0.85**	0,83**	0,92**	1			
	N	23	23	23	26	26			
BHM 2010	r	0,90**	0,85**	0,85**	0,88**	0,96**	1		
		23							
CPS 2004	r	0,62**	0,41	0,45*	0,73**	0,67**	0,67**	1	
	N	22	22	22	23	23	23	23	
CPS 2010	r	0,82**	0,73**	0,68**	0,87**	0,86**	0,83**	0,88**	1
	N	22	22	22	23	23	27	23	27
De oportunida	ades								
MR 2004	r	1							
B 2004	r	0,93**	1						
B 2004	N	22	23						
B 2010	r	0,64**	0,70**	1					
	N	22	23	23					
SL 2004	r	0,84**	0,83**	0,43*	1				
	N	23	23	23	26				
SL 2010	r	0,65**	0,73**	0,71**	0,75**	1			
	N	23	23	23	26	26			
BHM 2010	r	0,72**	0,74**	0,69**	0,64**	0,76**	1		
	N	23	23	23	26	26	31		
CPS 2004	r	0,12	0,14	0,42*	0,00	0,2	0,55**	1	
		22							
CPS 2010	r	-0,03	-0,01	0,286	-0,05	0,16	0,42*	0,91**	1
		22							
De oportunida	ades, i	relativa							
MR 2004	r	1							
	N	23							
B 2004	r	0,87**	1						
	N	22	23						
B 2010	r	0,48*	0,67**	1					
		22		23					
SL 2004		0,59**		0,23	1				
	N	23		23	26				

Cuadro 22 (co	ontinua	ción)							
CORRELA RENTAS Y DE CORR	CION DE	NES LINE OPORTU	NIDADE:	S EN LOS					
		MR 2004	B 2004	B 2010	SL 2004	SL 2010	BHM 2010	CPS 2004	CPS 2010
De oportunida	ades, i	relativa							
SL 2010	r	0,32	0,56**	0,46*	0,74**	1			
	N	23	23	23	26	26			
BHM 2010	r	0,64**	0,73**	0,54**	0,52**	0,56*	1		
	N	23	23	23	26	26	31		
CPS 2004	r	-0,18	0,13	0,55**	-0,26	0,04	0,32	1	
	N	22	22	22	23	23	23	23	
CPS 2010	r	-0,37	-0,08	0,41	-0,40	-0,05	0,22	0,87**	1
	N	22	22	22	23	23	27	23	27

Notas: r: coeficiente de correlación de Pearson.

N: número de casos

Una variedad de resultados similar se comprueba si centramos el foco en el objeto principal de este trabajo, la posición de España en el marco europeo. En el cuadro 23 se resumen, desde ese punto de vista, las investigaciones reseñadas.

En términos de la desigualdad de ingresos, las posiciones españolas tienden a ser altas o medias-altas, lo cual encajaría con sus posiciones habituales teniendo en cuenta la renta disponible equivalente. Sin embargo, como se acotan los tramos de edad y/o se consideran solo los ingresos individuales, la posición relativa es claramente mejor, llegando a niveles tan "bajos" como el decimoprimer país de mayor a menor desigualdad en un conjunto de 23 países. Una gran variación se observa, asimismo, en la distancia de los datos españoles con respecto a las medias aritméticas de cada conjunto de países, que puede llegar a ser más que notable (un 49 % superior) o minúscula (un 5,4 % superior).

En términos de la desigualdad de oportunidades, España tiende a ocupar niveles altos o medios-altos, salvo en la estimación de Checchi, Peragine y Serlenga (2016) con datos de 2010, que presenta cifras españolas inferiores a la media, quedando España en una posición baja o media-baja (decimoctava de 27 países). Lo mismo cabe decir de la desigualdad de oportunidades relativa.

<sup>\*\*</sup> Correlación significativa al nivel 0,01; \* significativa al nivel 0,05.

<sup>(1)</sup> De Brunori, Hufe y Mahler (2022) se recoge su estimación basada en el modelo inferencial de árboles.

### RESUMEN DE INDICADORES DE DESIGUALDAD DE RENTA Y DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES REFERIDOS A ESPAÑA Y SU POSICIÓN RELATIVA EN UN CONJUNTO CAMBIANTE DE PAÍSES EUROPEOS

	Marrero y Rodríguez (2012)	Brzezinski (2020)	Suárez Álvarez y López Menéndez (2021)	Brunori, Hufe y Mahler (2022) (*)	Checchi, Peragine y Serlenga (2016)
Indicador	Theil	Theil	Gini	Gini	Gini
Renta					
2004					
España	0,214	0,230	29		35,8
Media	0,158	0,201	27		33,5
España - media	0,056	0,029	2		2,3
En %	26,3	12,7	7,4		6,5
Posición de España	5	9	7		9
Número de países 2010	23	23	26		23
España		0,385	32	32,9	34,4
Media		0,197	27,2	28,3	32,5
España - media		0,188	4,8	4,6	1,9
En %		48,9	17,7	13,9	5,4
Posición de España		1	3	8	11
Número de países		23	26	31	27
Oportunidades 2004					
España	0,029	0,028	10		16,8
Media	0,016	0,020	9,2		14,6
España - media	0,013	0,009	0,8		2,2
En %	44,9	31,4	8,8		13,0
Posición de España	3	6	8		6
Número de países	23	23	26		23
2010					
España		0,049	13	12,8	12,4
Media		0,022	9,3	7,9	13,3
España - media		0,028	3,7	4,9	-0,9
En %		56,1	39,1	62,3	-7,5
Posición de España		1	1	4	18
Número de países		23	26	31	27
Oportunidades, rela	tiva				
España	13,3	12,4	35,3		46,9
Media	9,0	9,4	33,3		43,6
España - media	4,4	3,0	2		3,3
En %	48,6	31,9	6,0		7,6
Posición de España	4	4	10		<del>'</del> 7
Número de países	23	23	26		23

Cuadro 23 (continuación)

#### RESUMEN DE INDICADORES DE DESIGUALDAD DE RENTA Y DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES REFERIDOS A ESPAÑA Y SU POSICIÓN RELATIVA EN UN CONJUNTO CAMBIANTE DE PAÍSES EUROPEOS

	Marrero y Rodríguez (2012)	Brzezinski (2020)	Suárez Álvarez y López Menéndez (2021)	Brunori, Hufe y Mahler (2022) (*)	
Indicador	Theil	Theil	Gini	Gini	Gini
2010					
España		12,8	40,8	38,9	36,0
Media		11,1	34,1	26,7	41,1
España - media		1,7	6,7	12,2	-5,1
En %		15,3	19,6	45,7	-12,4
Posición de España		7	5	5	20
Número de países		23	26	31	27

Nota: (\*) Para la desigualdad de oportunidades, se recoge su estimación basa en modelos inferenciales de árboles.

Fuente: Elaboración propia con datos de los cuadros 17 a 21.

Por último, tampoco presentan resultados del todo coherentes las estimaciones en lo tocante al cambio en la DO o la DOR entre 2004 y 2010. Para Brzezinski (2029) y Suárez Álvarez y López Menéndez (2021), la DO aumenta con claridad (un 73 % para el primero y un 30 % para las segundas), y también lo hace la DOR (un 3 y un 16 %, respectivamente). Sin embargo, para Checchi, Peragine y Serlenga (2016), disminuyen tanto la DO (-26 %) como la DOR (-23 %).

#### 2.7. CONCLUSIONES

Concluye este trabajo recapitulando e interpretando los principales resultados del análisis, sobre todo, desde el punto de vista del encaje de España en el contexto europeo.

#### Desigualdades de renta monetaria

Si bien en la opinión pública y en algunos círculos de expertos de los países desarrollados prevalece el discurso del gran y generalizado aumento de las desigualdades económicas en las últimas décadas, la evidencia de los análisis basados en indicadores de renta disponible equivalente construidos con las encuestas al uso sugiere un diagnóstico bastante más matizado; al menos en lo que respecta a los países europeos más ricos, ejemplificados aquí como los pertenecientes a la UE-15. Es cierto que el índice de Gini ha aumentado con cierta claridad desde los años ochenta en los países nórdicos, el Reino Unido, Alemania y, no tanto, en Italia. Sin embargo, la tendencia al alza solo parece mantenerse en Dinamarca y

Alemania (donde comenzó tardíamente), mientras que en el resto predomina la estabilidad desde comienzos del siglo XXI. Estos incrementos no han redundado en que los países nórdicos abandonen los lugares más bajos de la clasificación de mayor a menor desigualdad. En países como Francia, Países Bajos o Grecia tiene más sentido hablar de estabilidad con oscilaciones desde los años ochenta. Y el descenso de la desigualdad, de acuerdo con estos análisis, sería relativamente claro en España, Portugal e Irlanda.

El recorrido de las cifras españolas desde los años sesenta sugiere una gran caída entre los años sesenta y primeros ochenta, una estabilidad a la baja desde entonces hasta principios de siglo y un acompasamiento al ciclo económico a partir de esos años, con alzas en las fases de crisis que se anulan en las fases de crecimiento. En la actualidad, la desigualdad de rentas en España seguramente es inferior a la de los años setenta, e inferior o similar a la de la segunda mitad de los años ochenta. Comparando las cifras españolas con la media de los países europeos utilizando datos de la *World Inequality Database* en 1980, se observa una convergencia, debido a la caída de las cifras españolas y el ascenso de la media europea.

Ello no es óbice para que, con este indicador de desigualdad, los niveles españoles sean altos o medio-altos en el amplio conjunto de países europeos con datos de *EU-SILC*: España ocupa la séptima posición si tomamos la media de los índices de Gini para el periodo 2004-2020.

Esos niveles dependen, por una parte, de las desigualdades económicas más directamente vinculadas al mercado de trabajo. Llamativamente, en términos de desigualdades salariales, la posición española tiende a ser intermedia, y sus cifras (en este caso de ratio 90/10) suelen estar por debajo de la media europea. Si su índice de Gini de la renta disponible equivalente fuera el "predicho" por esa desigualdad salarial, sería unos cuatro puntos más bajo, marcando una de las diferencias más elevadas, junto con países como Italia, Grecia o Bulgaria. Sin embargo, incorporando las tasas de paro a ese sencillo modelo, la predicción sería mucho más ajustada, con un exceso inferior a un punto. Lo cual apunta a uno de los rasgos característicos del mercado de trabajo español, las elevadas tasas de paro, como uno de los factores relevantes que contribuye a los elevados niveles de desigualdad de la renta disponible equivalente.

Su contribución probablemente tenga que ver con cómo afronta el sistema español de prestaciones públicas monetarias la cuestión del sostenimiento de las rentas de quienes, de otro modo, las tendrían muy bajas. Destacan, al respecto, dos grandes partidas. Por una parte, precisamente, la de las prestaciones por desempleo, que representan una media anual del 2,3 % del PIB en el periodo 2004-2020, esto es, más del doble de la media aritmética europea (1 %), siendo España el segundo país de mayor a menor peso de estas prestaciones. Por otra, se confía mucho en las prestaciones por vejez y viudedad (supérstites), que representan el 10,2 % del PIB en el periodo mencionado, situándose por encima de la media euro-

pea (9,3 %) y dejando a España en un lugar alto o medio-alto de los 31 países europeos considerados. Ninguno de esos dos tipos de prestaciones tiende a asociarse negativamente con los niveles de desigualdad, probablemente porque su monto individual está muy relacionado con los niveles salariales previos a cobrar el subsidio de desempleo o la pensión de jubilación.

En realidad, el tipo de prestaciones más asociadas con una menor desigualdad son las familiares, las de enfermedad y discapacidad y las de exclusión social. Las familiares y las de enfermedad y discapacidad tenderán a reducir la desigualdad en la medida en que suponen arosso modo el mismo aumento absoluto del nivel de renta independientemente de la renta de partida. Las de exclusión social tenderán a hacerlo porque se orientan, precisamente, a los hogares con ingresos más bajos. Que reduzcan sustancialmente la "desigualdad de mercado" tendrá que ver con la medida en que sea así y, sobre todo, con su cuantía. A escala europea, y en términos de su peso en el PIB, todas esas prestaciones son las que más sustantivamente se asocian con una menor desigualdad de renta disponible equivalente, con independencia de la fase del ciclo económico. Sin embargo, en España, ese conjunto de prestaciones tiene un peso bastante reducido, un 3,4 % del PIB en 2004-2020, por debajo de la media europea (5,2 %), lo que deja a España en el puesto vigésimoquinto de 31 países de mayor a menor peso de esas prestaciones. Sobra decir que apenas ha crecido el peso de esas prestaciones en los últimos 25 años, todo lo contrario de lo que ha ocurrido con las de jubilación y de viudedad.

Si de verdad pretendemos que las desigualdades de renta en España se acerquen a la media europea, no sería baladí plantear una discusión pública en la que el foco se situase, por una parte, en el funcionamiento del mercado de trabajo, para conseguir una gran reducción de la tasa de paro y, consiguientemente, de subsidios de desempleo tan elevados. Y, por otra, en la posibilidad de destinar el ahorro en esos subsidios, si así se prefiere, a financiar prestaciones tales como las familiares, a lo cual podría contribuir un replanteamiento del crecimiento del peso de las pensiones públicas en el PIB. Ni siquiera sería necesario aumentar el peso del gasto en protección social español; bastaría con reequilibrar el peso de sus distintas partidas.

#### Desigualdades de gasto o consumo

La segunda perspectiva sobre las desigualdades económicas ofrecida en este trabajo tiene que ver con las desigualdades de gasto o de consumo. Como es sabido, sus niveles suelen ser nítidamente inferiores a las de ingresos, algo que se cumple en el caso español. No obstante, en la medida en que es posible situar el caso español en el marco europeo, las cifras españolas ocupan niveles altos o medio-altos, en posiciones similares a las que se obtienen de la comparación de la desigualdad de ingresos.

También es conocido que los indicadores de desigualdad de gasto fluctúan menos que los de ingresos, algo que, de nuevo, se aplica a España. En realidad, los niveles actuales de desigualdad de gasto en España seguramente son similares

a los medibles a comienzos de los años noventa, con oscilaciones intermedias de índole menor y no vinculadas claramente a las fases del ciclo económico.

En el trabajo se ha intentado ir más allá de esos indicadores generales de dos maneras. Por una parte, planteando si la estabilidad en la desigualdad de gasto no oculta variaciones relevantes según las partidas de gasto. El análisis correspondiente, con datos desde 2006 a 2021, apunta, primero, a que las desigualdades son menores en partidas, digamos, más básicas, como las de alimentación o vivienda, y mucho mayores en partidas menos básicas, como las de restaurantes y hoteles u ocio y cultura. También son altas en las partidas que tienen que ver con servicios que la inmensa mayoría recibe del sector público y unos pocos del sector privado, tales como la enseñanza y la sanidad. Segundo, el análisis indica que las desigualdades han crecido claramente en la partida de restaurantes y hoteles, pero poco en alimentación y vivienda. Por último, las desigualdades han caído sustancialmente en partidas bastante desigualitarias, como las de la sanidad y la educación, pero también en la partida de comunicaciones, que representa hoy día un gasto básico para los hogares.

Esas tendencias pueden mantenerse o revertirse en el futuro. Lo interesante es que el relato que se deriva de considerarlas es mucho más rico, complejo y cercano a la experiencia del común de la gente que el derivado de la consideración de los indicadores más generales.

Por otra parte, el relato también es más rico y cercano a la experiencia de la gente si tenemos en cuenta no tanto el consumo medido en términos monetarios, sino en términos de la extensión del acceso a los bienes y servicios que acabamos dando por supuesto como propio de sociedades desarrolladas como la española. No contamos con medidas de desigualdad de ese acceso según el nivel de renta de las familias, pero sí con datos de penetración en los hogares de un conjunto amplio de bienes y servicios desde la segunda mitad de los ochenta. En todos ellos (frigoríficos con más prestaciones, lavavajillas, aspiradoras, microondas, aire acondicionado, calefacción, televisores "inteligentes" conectados a Internet, ordenadores personales, conexiones a Internet en los domicilios, teléfonos móviles y automóviles), la tendencia ha sido a una creciente penetración, hasta alcanzar o seguir aproximándose a los niveles máximos que representan a todos o casi todos los hogares susceptibles de necesitar o preferir disfrutar de esas comodidades. Lo cual representa una disminución de las desigualdades de acceso a esos bienes o servicios que no se observa si simplemente tenemos en cuenta los niveles de desigualdad de ingresos o de gasto, que tienden a ser estables en las décadas consideradas.

Tanto la consideración de la desigualdad de gasto por partidas como la del acceso a ese tipo de comodidades suele estar ausente de la discusión académica de las desigualdades de consumo.

#### Desigualdades de riqueza

De acuerdo con los indicadores de desigualdad de riqueza neta, España se sitúa en lugares intermedios, medio-bajos o bajos en el contexto europeo. Los lugares intermedios o medio-bajos se observan mediante las estimaciones basadas en datos como los procedentes de la Encuesta Financiera de las Familias y sus equivalentes europeos. Los lugares bajos se observan sistemáticamente, para las tres últimas décadas, con los datos procedentes de la World Inequality Database. La razón principal es la notable extensión de un activo real, la vivienda habitual en propiedad, muy característica de países como España, tanto que quizá haya que considerarla como uno de los componentes básicos de los equilibrios socioeconómicos españoles, junto con una modalidad de mercado de trabajo y una modalidad de estado de bienestar, entre otros.

Ello no excluye que este tipo de desigualdad haya aumentado en la última década, en parte, por la caída en los precios de la vivienda y por el menor acceso a esta en los hogares con niveles más bajos de riqueza neta, y, en parte, como reflejo de un notable aumento en la desigualdad relativa a los activos financieros, cuyo peso en la riqueza neta es mayor en los hogares con niveles de riqueza más altos.

Con todo, si hacemos caso a las estimaciones de la WID, las desigualdades de riqueza neta en España serían hoy similares o inferiores a las estimadas para los años ochenta y muy similares a las de los años noventa.

#### Desigualdades de renta ampliada con servicios públicos

En el trabajo se han reseñado, asimismo, varias estimaciones de la desigualdad de renta que tienen en cuenta no solo la monetaria sino una ampliación hipotética resultante de otorgar valor monetario a los servicios públicos en especie que reciben las familias. Siempre que se mide así la desigualdad de ingresos, se obtienen niveles menores que teniendo solo en cuenta la renta disponible equivalente. En el caso español, los correspondientes índices de Gini tienden a descender entre 6 y 8 puntos, dependiendo de la estimación, lo cual los deja en el entorno de 25 a 28 y no de 31 a 35. Esas reducciones son muy apreciables en términos comparados europeos, pero, al aplicarse sobre índices de Gini altos o medio-altos, la posición española en las clasificaciones de mayor a menor desigualdad apenas cambia.

En la limitada medida en que podemos contar con series temporales para España, las diferencias entre las desigualdades de renta ampliada y de renta inicial apenas cambian a lo largo del tiempo y no se asocian con las fases del ciclo económico.

#### Desigualdades de renta ampliada con rentas de la propiedad

Contamos con menos estimaciones de renta ampliada con rentas hipotéticas de la riqueza neta de los hogares. La única estimación comparada reseñada en este trabajo, por una parte, confirma que la desigualdad así medida es casi siempre superior a la medida con la renta disponible equivalente, lo cual es lógico, pues las desigualdades de riqueza son más altas que las de renta. Y, por otra, recuerda la relevancia de la extensión de la vivienda en propiedad como activo de las familias españolas, pues el aumento de desigualdad observado al tener en cuenta esta modalidad de renta ampliada es relativamente bajo en España. Lo cual no es óbice para que su posición relativa no solo no mejore, sino que, incluso, empeore, al partir de un índice de Gini bastante alto.

Un caso particular de esta modalidad de renta ampliada es el de la imputación de un alquiler a la vivienda habitual en propiedad o arrendada por debajo de los precios de mercado. Aunque Eurostat acabó prefiriendo no incorporar el alquiler imputado a sus estimaciones de desigualdad de renta monetaria, sí aconsejo a los institutos nacionales de estadística publicar sus propias estimaciones. Con la prueba que se hizo a escala europea (para 2011), sabemos que las desigualdades de renta ampliada de esta forma son casi siempre inferiores a las de renta tal como suele medirse. Esto es así, especialmente, en el caso español, pues el índice de Gini cae más de 3 puntos, la mayor caída de los 31 países para los que se dispone de datos. Tal caída mejora la posición relativa de España, que pasa del segundo al séptimo lugar, reduciéndose notablemente la diferencia de su índice con respecto al índice medio (de 6 a menos de 4 puntos porcentuales).

#### Desigualdades de renta ampliada con el trabajo doméstico

Si tienen un carácter experimental las rentas ampliadas con servicios públicos o con rentas de la riqueza neta, más aún lo tienen las ampliadas con el valor monetario asignado al trabajo doméstico o de cuidado, a pesar de la relevancia de dicho trabajo en términos del bienestar material de las sociedades. Solo un estudio comparado contiene estimaciones para España, por lo que ha sido el único reseñado. De nuevo, las desigualdades de renta ampliada son inferiores a las de la renta inicial, cuyo índice de Gini cae, en los pocos países europeos comparados, muy sustancialmente, entre 9 y 14 puntos. La caída en España es de las menores, aunque sigue siendo muy sustantiva.

#### Desigualdad de oportunidades

Las comparaciones de países europeos según lo que se ha dado en llamar igualdad o desigualdad de oportunidades son todavía más provisionales o tentativas, dada la falta de acuerdo en el indicador de renta utilizado (disponible equivalente o individual), los métodos para estimarlas y los dispares resultados que se obtienen.

Siendo una parte de la desigualdad de rentas, la desigualdad de oportunidades es siempre menor que la primera. La cuestión es cuánto menor. En esto, las estimaciones varían mucho: la de oportunidades puede representar, *grosso modo,* entre un 10 y un 35 % de la de renta, si nos fijamos en las medias para los distintos conjuntos de países europeos analizados. Tiende a ser mayor, cuanto más se aproxime la renta considerada a una renta individual y no a una renta equivalente. Para España, la desigualdad de oportunidades (desigualdad de oportunidades en proporción de la desigualdad de rentas) llega a variar desde mínimos próximos al 13 % a máximos en el entorno del 45 %.

Las correlaciones entre las estimaciones de desigualdad de oportunidades de cada país europeo efectuadas por distintos investigadores pueden ser bastante sustantivas, con coeficientes de correlación lineal máximos de 0,8 o 0,9, pero también pueden ser minúsculas, con coeficientes minúsculos e, incluso, negativos. Los más bajos o negativos se obtienen al correlacionar estimaciones basadas en la renta equivalente (la del hogar repartida entre sus miembros) con estimaciones basadas en la renta individual (la generada por cada individuo). Las correlaciones son aún más bajas si tenemos en cuenta la desigualdad de oportunidades relativa.

Dadas esas disparidades, no extraña que la posición relativa española no sea equivalente en las distintas comparaciones. En términos de desigualdad de oportunidades, tiende a ocupar niveles altos o medio-altos en las clasificaciones, salvo en una estimación, la única basada en rentas individuales y, llamativamente, con datos correspondientes a un año de crisis, según la cual ocuparía un lugar medio-bajo. En términos de desigualdad de oportunidades relativa, tiende a ocupar también niveles altos o medio-altos, pero no tanto como antes, salvo según la misma estimación anterior, que sitúa a España en la parte baja de la clasificación.

Teniendo en cuenta todas esas disparidades, no extraña que la desigualdad de oportunidades, la absoluta o la relativa, no acabe de utilizarse como criterio básico de las políticas públicas que aspiran, directa o indirectamente, a reducir las desigualdades económicas. El caso español es especialmente llamativo al respecto. Suponiendo, como hacen los economistas de la desigualdad de oportunidades, que estas son injustas y que hay que eliminarlas o, más bien, compensarlas lo más posible, el alcance de la redistribución necesaria para aminorar sustancialmente una desigualdad relativa del 45 % se antoja enorme, en comparación con el alcance que tendría la redistribución dirigida a aminorar una desigualdad del 13 %.

Sugerencias para la discusión pública sobre las desigualdades económicas

Si los españoles, o las mayorías correspondientes del electorado, se propusieran como fin común una reducción sustantiva del tipo de desigualdades económicas consideradas en este trabajo, podrían extraer algunas pistas interesantes del análisis y las conclusiones anteriores.

En primer lugar, en aras de obtener una visión lo más realista posible de la situación y, en particular, de la dimensión de la problemática, convendría no fijarse exclusivamente, como suele hacerse, en las desigualdades de renta monetaria. Obviamente, para quienes se preocupan por estos temas, son muy importantes, pero solo recogen un aspecto de la realidad y, seguramente, de la experiencia vivida de las desigualdades, aunque al respecto habría que considerar las percepciones

subjetivas, que no han sido objeto de este trabajo<sup>21</sup>. Como poco, habría que tener en cuenta las desigualdades de gasto y las de riqueza neta, y, en especial, en lo que toca a esto, las desigualdades en términos de la posesión de activos reales, como la vivienda principal. Estos añadidos son, con todo, insuficientes, pues la vida individual y la social no es solo cuestión de mercados o propiedades, o de transferencias públicas de índole monetaria, sino, también, y muy claramente en la actualidad, de oferta pública de servicios (sanidad, enseñanza y demás), decisivos para nuestro bienestar material. A este bienestar contribuye, asimismo, la producción doméstica de cuidados de todo tipo. Ambos pueden interpretarse en términos de renta monetaria, representando proporciones nada desdeñables de lo que se ha dado en llamar "renta ampliada". También puede estimarse esa renta ampliada añadiendo las rentas hipotéticas de la propiedad de activos reales y financieros.

Tener en cuenta todas esas dimensiones no altera sustancialmente la posición de España en las clasificaciones europeas de mayor a menor desigualdad, pero, por una parte, con la excepción de la renta ampliada con rentas de la propiedad, siempre resultan en niveles inferiores de desigualdad, aquí y en los demás países. Y no hemos de olvidar que las desigualdades de riqueza neta no son especialmente acusadas en España.

Y, por otra parte, nos alerta de la posibilidad de que los niveles y las modalidades de desigualdad característicos de cada país quizá reflejen la existencia de distintos equilibrios socioeconómicos con distintos pesos y relevancia de los mercados, el Estado y la vida familiar. Los cuales quizá tienen cierta lógica propia, derivada de patrones históricos de cada sociedad o de agregados de las preferencias del público que no siempre son obvios. Si es así, habrán de tenerlos en cuenta las políticas públicas que pudiéramos imaginar para reducir los niveles de desigualdad económica, pues podrían alterar esos equilibrios produciendo resultados no deseables.

En segundo lugar, aun cuando puede tener mucho sentido hacer uso de las diversas estimaciones de renta ampliada, siempre con un máximo de cuidado a la hora de tener en cuenta los supuestos subyacentes a las estimaciones, no parece tenerlo tanto prestar tanta atención a las estimaciones de desigualdad de oportunidades consideradas en este trabajo. Entramos aquí en un terreno mucho más pantanoso, por las dos razones siguientes.

Por una parte, las estimaciones pueden variar mucho de un estudio a otro, a pesar de basarse en los mismos datos, lo que apunta a lo decisivo de los modelos que las configuran y las opciones que efectúan los investigadores. Pueden variar, aun aplicándose el mismo modelo, en un lustro. Lo cual no tiene demasiado sentido si nos tomamos en serio la idea de la desigualdad de oportunidades, que remite a las circunstancias en que transcurre la infancia y la adolescencia, las cuales difícilmente pueden cambiar sustancialmente en una población que se diferencia solo

<sup>&</sup>lt;sup>21</sup> Sobre esto, véase Pérez-Díaz y Rodríguez (2020).

por una reducción, menor, de las cohortes de más edad y la incorporación, también minúscula, de las cohortes de menor edad.

Por otra parte, v con mucha mayor relevancia para la discusión v las políticas públicas, el argumento implícito o explícito de los economistas que estudian la desigualdad de oportunidades es que habría que prevenir o compensar todos los resultados injustos, esto es, los que dependen de circunstancias fuera del control de los individuos. Lo que ocurre es que afrontar esas circunstancias no se refiere solo, por ejemplo, a facilitar el acceso al sistema de enseñanza y la progresión a lo largo de este, a la sanidad pública o a otro tipo de servicios públicos hoy vistos como básicos. Tal v como definen esas circunstancias ("suertes" del origen social, genética, bruta o de las opciones), casi nada queda bajo el control de los individuos, por lo que la prevención o la compensación de esas desigualdades injustas requeriría de una intervención estatal mucho más amplia, intensa y detallada que la gue las sociedades europeas actuales parecen preferir, de nuevo, con consecuencias no deseables nada fáciles de prever.

El uso de la expresión "igualdad de oportunidades" ha podido ser bastante inocuo, pero no lo es en la bibliografía analizada, que parte del supuesto de que es posible conocer científicamente, llegado el momento, los resultados debidos al esfuerzo o a las circunstancias. Y, por tanto, de que es posible determinar "científicamente" cuánto habría que prevenir o compensar. Y sería mucho, como suelen recordar los autores comentados, que tienden a pensar que sus estimaciones de desigualdad de oportunidades están en el rango bajo, pues solo pueden tener en cuenta una parte de las circunstancias.

Las propuestas tradicionales de redistribución para reducir la desigualdad de ingresos también parten de supuestos acerca de la mayor o menor injusticia de los "repartos", pero, en el fondo, son mucho más realistas y presentan menos riesgo para los equilibrios sociales, pues no pretenden una verdad científica. Más bien apelan a la sensación de justicia predominante en el público, a su percepción del nivel de desigualdades e, implícita o explícitamente, a los trade-offs que la ciudadanía está dispuesta a tener en cuenta. Se apunta a que la situación española es mejorable, a la vista de la experiencia de otros países, pero, al dirigir la atención a estos, velis nolis, la dirige no solo a sus políticas redistributivas, sino al conjunto de los arreglos económicos, políticos y sociales característicos de esos países. Es decir, apunta a considerar los posibles equilibrios, quizá frágiles, referidos más arriba.

Así pues, con toda la prudencia que aconsejan las consideraciones anteriores, concluye este trabajo con unas propuestas muy sintéticas.

Las desigualdades de ingresos de mercado (las salariales) en España no son destacadas. Que sí lo sean las desigualdades de renta disponible (ingresos de mercado más transferencias públicas menos impuestos) tiene que ver, probablemente, con dos cuestiones. Por una parte, con tasas de paro muy elevadas y, por otra, con escasas transferencias monetarias en las partidas que, aparentemente, más se asocian con la desigualdad de ingresos, las familiares, las de enfermedad y discapacidad, y las de exclusión social.

Lo primero apunta a la necesidad de reformas del mercado de trabajo que resulten en tasas de empleo más altas y mucho menos fluctuantes con los ciclos económicos, como es común en tantos países europeos. Lo segundo apunta a una reorientación de las transferencias públicas: deberían centrarse muchísimo menos en las políticas pasivas de mercado de trabajo (prestaciones por desempleo) y mucho más en las partidas antedichas (familia y demás). Quizá, si se consiguiera un funcionamiento menos "perverso" del mercado de trabajo, bastaría con que los fondos de las primeras se destinasen a las segundas. O quizá no, por lo que habría que transferir fondos de otras partidas y/o apelar a una mayor contribución de la ciudadanía en términos de impuestos.

La dimensión de esos cambios habría de ser la que resulte de un amplio debate público suficientemente informado sobre estas materias y no meramente de las estimaciones "científicas" de los expertos, que pueden llegar a creer que son capaces de poner decimales a la cantidad de desigualdad injusta con la que vivimos. Qué considere ese público desigualdades injustas y con qué cantidad de estas está dispuesto a vivir no es asunto de modelos matemáticos, y tampoco lo son los *tradeoffs* o las cargas impositivas que están dispuestos a asumir. Eso sí, los expertos, los economistas, en este caso, harán bien en recordar continuamente que las reformas correspondientes no pueden ir en detrimento del crecimiento económico ni, en general, de la generación de riqueza que sustentan el bienestar material al que se accede en los mercados o las prestaciones públicas (monetarias o en especie) y facilitan la provisión de cuidados familiares.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS Y FUENTES DE DATOS

- AABERGE, R., LANGØRGEN, A. y LINDGREN, P. Y. (2022). A European equivalence scale for public in-kind transfers. *Statistics Norway. Discussion Papers*, no. 977.
- ADDABBO, T. y CAIUMI, A. (2003). Extended income estimation and income inequality by gender. En A. PICHIO, ed., *Unpaid work and the economy. A gender analysis of the standards of living* (pp. 59-102). Londres: Routledge.
- AIMC (ASOCIACIÓN PARA LA INVESTIGACIÓN DE MEDIOS DE COMUNICACIÓN). Varios años. *Marco general de los medios en España*. https://www.aimc.es/otros-estudios-trabajos/marco-general/descargamarco-general/
- ALCAIDE, J. (2004). La evolución de la renta (1993-2003). En F. Becker, coord., El modelo económico español 1993-2003. Claves de un éxito (pp. 227-255).Madrid: FAES.
- ALCAIDE INCHAUSTI, J. (2000). La renta nacional de España y su distribución. Serie años 1898 a 1998. En J. VELARDE FUERTES, coord., 1900-2000. Historia de un esfuerzo colectivo: cómo España superó el pesimismo y la pobreza. Volumen 2 (pp. 375-450). Madrid: Fundación BSCH.
- ALCAIDE INCHAUSTI, J. (2007). Distribución de la renta española en el período 2000-2006. *Papeles de Economía Española*, 113, pp. 61-76.
- ALVAREDO, F. et al. (2017). Global inequality dynamics: new findings from WID.world. American Economic Review, 107, 5, pp. 404-409.

- ATTANASIO, O. P. y PISTAFERRI, L. (2016). Consumption inequality. Journal of Economic Perspectives, 30. 2. pp. 3-28.
- AYALA CAÑÓN, L. (2014). Desigualdad y pobreza en España en el largo plazo: la continuidad de un modelo. VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España 2014. Documento de trabajo, 2.1.
- AYALA CAÑÓN, L. (2016). La desigualdad en España: fuentes, tendencias y comparaciones internacionales. FEDEA. Estudios sobre la economía española, 2016/24.
- AYALA CAÑÓN, L., (coord.) (2022). Desigualdad y pacto social. Barcelona: Fundación La Caixa.
- AYALA CAÑÓN, L. y SASTRE GARCÍA, M. (2007). Políticas redistributivas y desigualdad. Información Comercial Española, 837, pp. 117-138.
- BANCA D'ITALIA. Indagine sui bilanci delle famiglie italiane. Archivio Storico versione 11.2 (ultimo aggiornamento: ottobre 2022). https://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/indagini-famiglieimprese/bilanci-famiglie/index.html
- BANCO DE ESPAÑA. Encuesta financiera de las familias (EFF). https://app.bde.es/efs www/ download?lang=ES
- BLANCHET, TH., CHANCEL, L. FLORES, I. y MORGAN, M. (coords.) (2021). Distributional national accounts quidelines. Methods and concepts used in the World Inequality Database. https://wid.world/document/distributional-national-accounts-quidelines-2020-concepts-and-methods-used-in-the-worldinequality-database/
- BLANCHET, TH. y MARTÍNEZ-TOLEDANO, C. (2022). Distributional wealth accounts in Europe: Methodology. World Inequality Lab - Technical Note, 2021/16.
- BRUNORI, P., HUFE, P. y GERSZON MAHLER, D. (2022). The roots of inequality: Estimating inequality of opportunity from regression trees and forests. IZA Discussion Papers, 14689.
- BRZEZINSKI, M. (2020). The evolution of inequality of opportunity in Europe. Applied Economic Letters, 27, 4, pp. 262-266.
- BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS. Household Production. https://www.bea.gov/data/special-topics/ household-production
- BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS. National Income and Product Accounts. https://apps.bea.gov/iTable/?r egid=19&step=2&isuri=1&categories=survey
- Bussolo, M., Checchi, D. y Peragine, V. (2018). The long term evolution of inequality of opportunity. LIS. Working Paper Series, 730.
- CALERO MARTÍNEZ, J. y GIL IZQUIERDO, M. (2014). Un análisis de la incidencia distributiva del gasto público en sanidad y educación en España. VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España 2014. Documento de trabajo, 2.8.
- CALLAN, T. y NoLAN, B. (1993). Income inequality and poverty in Ireland in the 1970s and 1980s. The Economic and Social Research Institute. Working Papers, 43.
- CANTÓ, O., DEL RÍO, C. y GRADÍN, C. (2003). La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el período 1985-1995. Hacienda Pública Española, 167, 4, pp. 87-119.
- CANTÓ, O., FERNÁNDEZ-SALGADO, M. y PETROV, D. (2021). The role of income and wealth in shaping well-being inequality trends of different age cohorts in Spain. Preparado para la 36th IARIW Virtual General Conference, 23-27 de agosto.
- CARABAÑA, J. (2016). Ricos y pobres. La desigualdad económica en España. Madrid: Los Libros de la Catarata.
- CASERO, V. y ANGULO, C. (2008). Una cuenta satélite de los hogares en España. 2003. INE. Documentos de trabajo, 1/08.

- CHECCHI, D., PERAGINE, V. y SERLENGA, L. (2016). Inequality of opportunity in Europe: is there a role for institutions? En L. CAPPELLARI, S., W. POLACHEK y K. TATSIRAMOS, eds., Inequality: Causes and consequences (pp. 1-44). Bingley: Emerald.
- CHRISTENSEN, M.-B. et al. (2023). Survival of the richest. How we must tax the super-rich now to fight inequality. Oxfam briefing paper, enero 2023.
- DURÁN HERAS, M. Á. (2012). El trabajo no remunerado en la economía global. Bilbao: Fundación BBVA.
- EUROSTAT. (2013). The distributional impact of imputed rent in EU-SILC 2007-2010. Luxemburgo: Publications Office of the European Union.
- EUROSTAT. Distribution of income by quantiles EU-SILC and ECHP surveys [ILC\_DI01].
- EUROSTAT. General government expenditure by function (COFOG) [GOV 10A EXP].
- EUROSTAT. Gini coefficient of equivalised disposable income EU-SILC survey [ILC DI12].
- EUROSTAT. Share of households and economic resources by income, consumption and wealth quantiles - experimental statistics [ICW RES 01].
- EUROSTAT. Structure of earnings survey: annual earnings [EARN SES ANNUAL].
- FERREIRA, F. H. G. y PERAGINE, V. (2015). Equality of opportunity: theory and evidence. IZA Discussion Papers, 8994.
- FESSLER, P. y SCHÜRZ, M. (2018). Private wealth across European countries: the role of income, inheritance and the welfare state. Journal of Human Development and Capabilities, 19, 4, pp.
- Folbre, N. (2006). Measuring care: gender, empowerment, and the care economy. Journal of Human Development, 7, 2, pp. 183-199.
- FOLBRE, N., GORNICK, J. C., CONNOLLY, H. y MUNZI, T. (2013). Women's employment, unpaid work, and economic inequality. En J. C. GORNICK y M. JANTTI, eds., Income inequality: Economic disparities and the middle class in affluent countries. (pp. 234-260). Stanford: Stanford University Press.
- FUNDACIÓN CAIXA GALICIA e IVIE. (2009). Consumo de los hogares y distribución de la renta en España (1973-2005): una perspectiva regional. Base de datos disponible bajo petición.
- GÁLVEZ MUÑOZ, L. (2016). La Economía y los trabajos de cuidados. En L. GÁLVEZ MUÑOZ, dir., La economía de los cuidados (pp. 9-73). Sevilla: Deculturas.
- GIANGREGORIO, L. (2022). Welfare type and income inequality: an income source decomposition including in-kind benefits and cash-transfers entitlement. International Tax and Public Finance. https://doi. org/10.1007/s10797-022-09772-8
- GOERLICH GISBERT, F. J. (2016). Distribución de la renta, crisis económica y políticas redistributivas. Bilbao: Fundación BBVA.
- GOERLICH, F. J. y HERNÁNDEZ, L. (2016). Fiscal consolidation and income distribution. SPINTAN Working Paper Series, 7.
- GOUVEIA, M. v TAVARES, J. (1995). The distribution of household income and expenditure in Portugal: 1980 and 1990. Review of Income and Wealth, 41, 1, pp. 1-17.
- INE. Encuesta de Presupuestos Familiares. https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Esta distica C&cid=1254736176806&menu=resultados&idp=1254735976608
- INE. Encuesta de Condiciones de Vida. https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadist ica C&cid=1254736176807&menu=resultados&idp=1254735976608
- INE. Encuesta de Población Activa. https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica C&cid=1254736176918&menu=resultados&idp=1254735976595#!tabs-1254736195129

- INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES. Living Standards, Inequality and Poverty Spreadsheet. https://ifs.org.uk/ sites/default/files/2022-09/Incomes-poverty-and-inequality-Sept-2022.xlsx
- JURADO, A., PÉREZ-MAYO, J. y PEDRAJA, F. (2016). The impact of public service expenditure on the Spanish income distribution. Social Indicators Research, 127, 1, pp. 217-241.
- Катsıмı, M. et al. Sin fecha. Growing inequalities and their impacts in Greece. Country report for Greece. GINI Growing Inequalities' Impacts. http://gini-research.org/system/uploads/447/original/Greece. pdf?1370090519
- KRUEGER, D. y FABRIZIO P. (2006). Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and theory. Review of Economic Studies, 73, pp. 163-193.
- KUYPERS, S., FIGARI, F. y VERBIST, G. (2021). Redistribution from a joint income-wealth perspective: Results from 16 European OECD countries. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, 257.
- LÓPEZ LABORDA, J., MARTÍN GONZÁLEZ, C. V ONRUBIA, J. (Varios años). Informes del Observatorio sobre el reparto de los impuestos y las prestaciones entre los hogares españoles. Fedea.
- LUXEMBOURG INCOME STUDY (LIS). https://dart.lisdatacenter.org/
- LUXEMBOURG WEALTH STUDY (LWS). https://dart.lisdatacenter.org/
- MARRERO, GUSTAVO A. y RODRÍGUEZ, J. C. (2012). Inequality of opportunity in Europe. Review of Income and Wealth, 58, 4, pp. 597-621.
- MARTINELLI LASHERAS, P. (2010). Contribución al estudio de las desigualdades en la España de los '60: ingresos y alimentación. Scripta Nova, XIII, 305.
- ÖSTERREICHISCHE NATIONALBANK. HFCS International Key Figures Dashboard. https://oenb.shinyapps. io/HFCS\_Keyfigures
- PALMISANO, F. y PERAGINE, V. (2022). Inequality of opportunity: theoretical considerations and recent empirical evidence. En A. Duangkamon Chotikapanich, N. Rambaldi v N. Rohde, eds., Advances in Economic Measurement (pp. 349-386). Singapur: Palgrave MacMillan.
- PENA TRAPERO, J. B., CALLEALTA BARROSO, F. J. y NÚÑEZ VELÁZQUEZ, J. J. (2000). Encuestas de presupuestos familiares, renta de las familias y estudio de la distribución personal de la renta: una experiencia española.
- PÉREZ-DÍAZ, V. y RODRÍGUEZ, J. C. (2020). La percepción de las desigualdades económicas en España: análisis de una encuesta de opinión. En V. PÉREZ-DÍAZ y J. C. RODRÍGUEZ, Las desigualdades económicas en España: realidades y percepciones (pp. 97-158). Madrid: Funcas.
- PIKETTY, TH. y SAEZ, E. (2014). Inequality in the long run. Science, 344, 6186, pp. 839-943.
- RAGNARSDÓTTIR, B. H., KOSTECKI, S. y GORNICK, J. (20229. Accounting for the value of unpaid domestic work: a cross-national study of variation across household types. European Sociological Review. https://doi-org.bucm.idm.oclc.org/10.1093/esr/jcac023
- RAMOS, X. v VAN DE GAER, D. (2016). Approaches to inequality of opportunity: principles, measures, and evidence. Journal of Economic Surveys, 30, 5, pp. 855-883.
- RAVALLION, M. (2018). Inequality and globalization: a review essay. Journal of Economic Literature, 56, 2, pp. 620-642.
- ROEMER, J. E. (1998). Equality of opportunity. Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- ROEMER, J. E. y TRANNOY, A. (2016). Equality of opportunity: theory and measurement. Journal of Economic Literature, 54, 4, pp. 1.288-1.332.
- Rodríguez, J. C. (2015). Pobreza, desigualdad y movilidad en España: una perspectiva diacrónica y comparada En M. Marín, dir., Desigualdad, oportunidades y sociedad de bienestar en España. (pp. 41-72). Madrid: FAES.

- RODRÍGUEZ, J. C. (2020). Una panorámica actual de las desigualdades económicas y la pobreza en España: diacronía y comparación internacional. En V. PÉREZ-DÍAZ y J. C. RODRÍGUEZ, Las desigualdades económicas en España: realidades y percepciones (pp. 17-93). Madrid: Funcas.
- SIERMINSKA, E. v MEDGYESI, M. (2013). The distribution of wealth between households. European Commission. Social Situation Monitor. Research note, 11/2013.
- SOEP GROUP. (2015). SOEP 2013 SOEPmonitor Individuals 1984-2013 (SOEP v30). SOEP Survey Papers, 284: Series E.
- STATISTICS DENMARK. Inequality indicators on equivalised disposable income by indicator, time and municipality. http://m.statbank.dk/TableInfo/IFOR41
- STATISTICS FINLAND. Gini coefficients and other income inequality measures. 1996-2021. https://pxdata. stat.fi/PxWeb/pxweb/en/StatFin/StatFin tjt/statfin tjt pxt 11x3.px/
- STATISTICS SWEDEN. Income inequality indicators. https://scb.se/en/finding-statistics/statistics-by-subject-area/household-finances/income-and-income-distribution/income-and-tax-statistics/
- SUÁREZ ÁLVAREZ, A. y LÓPEZ MENÉNDEZ, A. J. (2021). Dynamics of inequality and opportunities within European countries. Bulletin of Economic Research, 73, pp. 555-579.
- TÖRMÄLEHTO, V.-M. y SAULI, H. (2017). The distributional impact of imputed rent in EU-SILC 2007-2012. En A. B. ATKINSON, A.-C. GUIO y E. MARLIER, eds., Monitoring social inclusion in Europe 2017 edition (pp. 141-157). Luxemburgo: Publications Office of the European Union.
- TORREGROSA-HETLAND, S. (2016). Sticky income inequality in the Spanish transition (1973-1990). Revista de Historia Económica, 34, 1, pp. 39-80.
- Trannoy, A. (2016). Equality of opportunity: A progress report. Revue d'Économie Politique, 126, 5, pp. 621-651.
- VERBIST, G. y FÖRSTER, M. (2020). Accounting for public services in distributive analysis. En K. DECANCQ y P. VAN KERN, eds., What drives inequality? (pp. 69-87). Bingley: Emerald.
- VILLAR, A. (2015). Crisis, households' expenditure and family structure: The Palma ratio of the Spanish economy (2007-2014). BBVA Research. Working Paper, 15/22.
- VTYURINA, S. (2020). Effectiveness and equity in social spending: the case of Spain. IMF Working Paper, WP/20/16.
- WORLD INEQUALITY DATABASE. https://wid.world
- WROŃSKI, M. (2022). The impact of social security wealth on the distribution of household wealth in the European Union, preparado para la 37th IARIW General Conference, 22-26 de agosto.
- WSI VERTEILUNGSMONITOR. WSI Verteilungsbericht 2022. https://www.wsi.de/data/vm\_vb\_daten.xlsx
- ZUCMAN, G. (2019). Global wealth inequality. Annual Review of Economics, 11, pp. 109-138.

### MÁS ESTUDIOS, MENORES INGRESOS, MEJORES PROFESIONES: EL ASCENSOR SOCIAL SE HA SEGUIDO ACELERANDO EN ESPAÑA ENTRE 2005 Y 2019

Julio Carabaña

#### 3.1. INTRODUCCIÓN

Tomando como guía el tópico de que los jóvenes de hoy van a vivir peor que sus padres, este trabajo examina hasta qué punto esto ha sido así entre los jóvenes que tenían entre 26 y 35 años en 2005 y 2019, pero atendiendo a sus profesiones u ocupaciones, y no a sus ingresos. Este cambio del objeto de estudio implica comparar la movilidad social en ambas fechas. Como la edad considerada es la misma, las diferencias tienen que deberse a las características de las cohortes (recordemos que el tamaño de la de 2019 es un tercio inferior a la de 2005) y del periodo de formación e incorporación al trabajo, que comienza, aproximadamente, unos veinte años antes de la fecha de las encuestas en que se basa el análisis.

La teoría implícita en la expectativa de que los jóvenes deberían vivir mejor que sus padres es una teoría general de la modernización o del progreso, modulada por el papel central que se atribuye a la educación. Podemos, creo, prescindir de dilucidar si la presunta inferioridad filial ocurre o no "por primera vez" en la historia, aceptando que el pasado, con más o menos altibajos, ha consistido en una larga tendencia a la mejora de las condiciones de vida. Como ha afirmado la OCDE, "de hecho, la movilidad al alza ha sido importante en la mayoría de los países de la OCDE y las economías emergentes, en términos absolutos. En otras palabras, en muchos países vivimos mejor que nuestros padres: tenemos niveles de ingresos más altos, a menudo tenemos mejor educación que ellos, vivimos en mejores viviendas y tenemos mejores electrodomésticos y servicios de mejor calidad, etc." (OECD, 2018: 25).

Parecen ser cada vez más los que piensan que esa tendencia a mejorar no se mantendrá o, incluso, que se invertirá. Con rotundidad lo expresaron, por ejemplo, los participantes en los movimientos y manifestaciones de 2011. "La juventud más preparada de nuestra historia vivirá peor que sus padres": esta frase se incluyó en el manifiesto de Juventud Sin Futuro convocando sendas manifestaciones en Madrid y Barcelona el 7 de abril de 2011 (Díez García y Laraña, 2017: 220). Desde entonces ha sido repetida muchas veces, asociada a otros dos lugares comunes en el diagnóstico de los males socioeconómicos de nuestro tiempo: que la desigualdad aumenta y que la movilidad social disminuye ("el ascensor social se ha averiado") (Chauvel, 2006; Dubet y Duru-Bellat, 2006; OECD, 2018).

No es que todos los jóvenes comulguen literalmente con estos eslóganes. Tampoco se trata de una invención de los manifestantes, pues tiene tras de sí una larga tradición doctrinal, entre cuyos padres cabe mencionar a Marcuse (1964), Braverman (1998 [1974]) y Rifkin (1995), siendo recogida más tarde por Klein (2001), Acemoglu y Autor (2011), Autor, Katz y Kearney (2006) y Autor y Dorn (2013), y, entre nosotros, por Tezanos Tortajada (2001) o, más recientemente, por Moreno y Jiménez (2018). Popularizado durante la crisis, este "diagnóstico de nuestra época", que, sobre la base de la desaparición del trabajo, augura un futuro de pobreza, desigualdad y rigidez social, parece estar resistiendo sin grandes quebrantos la recuperación de la economía tras la crisis iniciada en 2008¹.

Una parte de ese complejo de ideas y representaciones de tan amplia aceptación es lo que se somete en este trabajo a la prueba de diversos datos estadísticos. ¿De verdad será así? O, más bien: ¿de verdad está siendo así? Más exactamente: ¿ha sido así en el pasado reciente? No se puede conocer el futuro, ni el presente, sobre la base de estadísticas, pero desde las reacciones callejeras de 2011 a la crisis han pasado años suficientes como para, al menos, comprobar si se van o no cumpliendo los agüeros de entonces.

La prueba empírica que propongo llevar a cabo necesita formular con claridad las proposiciones que van a ser su objeto. La calificación de "más preparada" da por supuesto que esta juventud tiene ya más estudios que sus padres y todas las generaciones anteriores. Esto es fácil de comprobar y difícil de poner en duda, así que no me ocupo de ello. La proposición "vivir peor que sus padres" es, en cambio, polisémica. Incluso limitando su alcance a los aspectos económicos, puede interpretarse la afirmación de tres modos muy diversos.

En primer lugar, puede tomarse como referida a padres e hijos en conjunto, en un sentido global o universalista: el conjunto de los hijos vivirá peor que el conjunto de los padres. Significaría esto que las rentas medias de los hijos van a ser menores que las rentas de los padres o que el nivel general de vida tiende a descender. En segundo lugar, cabe interpretar la proposición "vivir peor que los padres" teniendo en cuenta la referencia a la preparación, es decir, a la formación profesional. Significaría, en este caso, que los jóvenes vivirían peor que los padres con el mismo nivel de estudios y de capacidad productiva. Nótese, de todos modos, que un descenso generalizado de los ingresos de todos y cada uno de los niveles de estudios es compatible con una evolución al alza de los ingresos medios en caso de que el incremento del número de titulados altos y el descenso del número de

Llevado del afán de ser neutral he consultado al ya famoso ChatGTP por los estudios sobre la avería del ascensor social y la evolución de la movilidad social en España. Contestó que, en general, se considera que el ascensor social en España ha sufrido un estancamiento en las últimas décadas, aunque esta tendencia se observa también en otros países europeos. Basándose sobre todo en un informe de la OCDE de 2018 (A broken social elevator; OECD, 2018) informa de que, en conjunto, la movilidad social en España es menor que en otros países de la UE y de que la probabilidad de que un hijo tenga un nivel educativo y ocupacional similar al de sus padres es mayor en España que en la media de los países de la OCDE.

los bajos compensen sobradamente el descenso de los ingresos en cada nivel. En tercer lugar, cabe comparar directamente a los padres y a los hijos en los mismos términos o categorías. Esto es justamente lo que hacen los estudios de movilidad. No hay datos de ingresos que permitan saber si los hijos viven mejor o peor que los padres. Los que más se aproximan son los del *Atlas de Oportunidades* publicado por la Fundación Felipe González y Cotec (Llaneras, Medina y Costa, 2020), pero incumplen la condición de comparar a la misma edad: los ingresos de los hijos se miden en torno a los 30 años, los de los padres cuando ya tenían hijos de 13 años. En cambio, sí hay datos en términos de profesiones, al menos desde 1991. Son especialmente útiles para el análisis aquí propuesto, pues las profesiones son un buen indicador del ingreso permanente, que es, a su vez, el que debería estudiarse en la movilidad intergeneracional de ingresos (Carabaña, 1993). Por tanto, el estudio de la movilidad profesional proporciona, también, una respuesta buena, si no óptima, a la cuestión de la movilidad de ingresos.

El estudio que sigue trata primeramente de los ingresos, como marco o introducción al estudio de las profesiones. Luego aborda, para las categorías profesionales, las tres cuestiones implicadas en las tres interpretaciones recién mencionadas, pero de modos distintos. Las dos primeras cuestiones se exponen brevemente y sobre la base de trabajos existentes, de modo que sirvan de marco al análisis de la cuestión tercera, que es un análisis de la movilidad profesional entre las edades de 26 y 35 años en 2005 y 2019.

# 3.2. VIVIR PEOR EN TÉRMINOS ECONÓMICOS: JÓVENES CON MENORES INGRESOS LABORALES

¿Descienden los ingresos de los jóvenes actuales en comparación con los de sus padres? ¿Desciende también, por tanto, su nivel de vida? Quizás por ser una pregunta tan simple ha merecido mucha menos atención que su pareja, la desigualdad. Podemos acercarnos a responderla teniendo en cuenta la evolución del salario medio. La serie de AMECO, base de datos macroeconómicos de la Comisión Europea, se remonta a 1960 y permite dividir la evolución de la compensación media por asalariado en tres claros períodos. En el primero, de 1960 a 1975, se triplicó; en el segundo, de 1975 a 1992, creció un 33 %, con una etapa de estancamiento durante la crisis de los ochenta; y en el tercero, de 1992 a la actualidad, se ha mantenido constante, en torno a los 31.400 euros de 2015, excepto en un par de años en los que subió hasta un 7 %, algo que ocurrió en 2009 y 2010, causando cierto estupor al tener lugar justo tras iniciarse la crisis². Las series de AMECO son comúnmente usadas³, incluso como punto de partida para estudios históricos (Espina, 2018), y son compatibles con los estudios sobre periodos más cortos, como el de Hidalgo Pérez (2008), que extrae el salario de los cabezas de familia de las Encuestas de

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Véase, por ejemplo, Bentolila (2011).

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Por ejemplo, por Boldrin, Conde-Ruiz y Díaz Giménez (2010).

Presupuestos Familiares del INE, encontrando un incremento del 15,6 % en los 20 años transcurridos entre 1980 y 2000, concentrado entre mediados de los años ochenta y la recesión de primeros de los años noventa. Unos salarios estancados durante treinta años permiten descartar que los jóvenes ganen más que sus padres a su misma edad, pero no que ganen menos.

En efecto, la media de todos los asalariados puede mantenerse igual, pero descendiendo la de los jóvenes y aumentando las de los más viejos. ¿Es eso lo que ocurrió? ¿Descendieron los salarios de los jóvenes de 25 a 34 años? Disponemos de datos para los tiempos más recientes gracias a la Encuesta de Estructura Salarial del INE, que se inició en 1995 y se realiza cada cuatro años desde 2002, completándose con otra anual desde 2004. Es posible, con cierto esfuerzo, construir con ellas una serie, también con un cierto error⁵. En euros de 2015, la ganancia media anual por trabajador de 25 a 34 años subió de 21.300 en 1995 a 22.400 en 2002; en 2010 se situaba en 21.000; luego bajó hasta 18.500 en 2014 y 18.700 en 2018, remontando hasta alcanzar 19.200 en 2021 (dato este último de la encuesta anual). Parece que los salarios de los jóvenes descendieron más que la media con la crisis (hasta un 15 %) y que todavía no han llegado a recuperarse totalmente. Es verdad que se han recuperado parcialmente, lo que indica el error de proyectar la crisis al futuro. Sin embargo, si partimos del dato de 1995, fecha aproximada del inicio del ciclo económico anterior, puede que la proyección acertara diagnosticando una tendencia transcíclica ("el ciclo es la tendencia": Jaimovich y Siu, 2012). Siguiendo este razonamiento, puede hablarse de una tendencia al descenso entre ciclos económicos, pues el ciclo anterior comenzó con 21.300 euros y el actual (2014) con 18.500 euros, un 15 % menos; y podrá también hablarse de una tendencia al descenso entre ciclos económicos al menos hasta que se alcance el nivel de, digamos, 2002. Por ahora, pues, parece que los salarios de los jóvenes han descendido, lo que autorizaría a decir que ganan menos que sus padres a su misma edad.

Pasemos al segundo modo de interpretar la proposición "vivir peor que los padres", manteniendo la referencia a los estudios. Significaría que los jóvenes vivirían peor que sus padres con el mismo nivel de estudios. ¿Han estado descendiendo los ingresos de los licenciados universitarios, de los bachilleres, de los titulados en formación profesional, de los que no llegaron a terminar la educación primaria y, sí, también, los de los analfabetos? La relación entre estudios e ingresos ha sido uno de los temas más estudiados en las últimas décadas desde el auge de las teorías del capital humano. Pero lo ha sido desde el punto de vista del rendimiento de *invertir* en educación, sin atender a la evolución de los ingresos por nivel de estudios, quizás por la carencia de datos longitudinales. He encontrado un trabajo que distingue entre estudios no universitarios y universitarios, aunque sin tener en cuenta la edad

Los análisis propios se elaboran teniendo en cuenta el tramo de edad de 26 a 35, pero cuando se usan datos secundarios del INE, se usa el tramo de 25 a 34, que es el disponible.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> En la *EEE* de 1995 se desglosan las edades 25-29 y 30-34; en las de 2002 y 2006, las de 20-29 y 30-39; de 2008 en adelante, la de 25-34 en la encuesta cuatrienal y las de 25-29 y 30-34 en las anuales. He promediado las medias cuando no son del tramo 25-34 y las he deflactado con el IPC.

(Núñez Velázquez y Alfaro, 2020). Realizado con datos del *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE)* para el periodo comprendido entre 1993 y 2000, utiliza para años posteriores la *Encuesta de Condiciones de Vida (ECV)* de 2005. El salario medio por hora descendió un 10 %, de 9,01 euros en 1993 a 8,16 en 2005. En 1993 los no universitarios tenían un salario por hora de 7,77 euros, y los universitarios de 12,52; en 2000, ambas cifras habían descendido a 6,91 y 10,10, respectivamente, y en 2005, a 7,06 y 10,44. Es decir, aproximadamente un 10 % de descenso entre los no universitarios y casi un 20 % entre los universitarios (p. 13-14), porcentajes que serían mayores de deflactarse las cifras.

¿Ocurrió lo mismo con los jóvenes? Ante la escasez de estudios que se planteen esta pregunta, he emprendido un análisis de las fuentes de datos disponibles a partir de 1993, en concreto, el *PHOGUE* desde 1993 a 2000, la *ECV* desde 2004 hasta el presente y la *Encuesta de Estructura Salarial (EES)* del INE<sup>6</sup>. El análisis de las encuestas europeas (*PHOGUE* y *ECV*), basado en los ingresos laborales netos de los ocupados todo el año, permite concluir que entre los jóvenes de 26 a 35 años cayeron un 14 % entre 1993 y 2019, mientras que las medias de los cuatro niveles de estudios que es posible uniformar durante el período lo hicieron en medidas diversas en torno al 20 % (cuadro 1, panel 2)<sup>7</sup>.

Estos descensos por niveles de estudios no son paralelos en el tiempo. El nivel básico no desciende hasta 2013; los niveles medio y superior caen un 10 % o más entre 1993 y 1999, se mantienen hasta 2007 y vuelven a perder tras la crisis casi un 15 %, llegando al 22 % en comparación con 1993. Los datos sugieren, por tanto, que los manifestantes de 2011 llevaban razón al augurar que ganarían menos que sus padres con los mismos estudios, en particular cuando estos fueran altos.

La codificación de los estudios a lo largo del *PHOGUE* y las *ECV* deja muchas dudas sobre su comparabilidad. ¿Confirman las *EES* del INE los resultados del *PHOGUE* y de las *ECV*? Lo hacen *grosso modo*, y mejor dejando de lado la encuesta de 2006, cuyas cifras son extrañamente bajas. El INE solo publica tablas por estudios a partir de la encuesta cuatrienal. Como hemos visto, la ganancia media total de los jóvenes de 25 a 34 años apenas desciende hasta la crisis (2010), bajando casi un 12 % hasta 2014 y manteniéndose hasta 2018. Si se distinguen dos grandes grupos de estudios, en concreto "hasta estudios básicos" y "estudios posbásicos", los ingresos de los jóvenes con estudios básicos se mantuvieron hasta 2010, bajando luego un 10 %; en cambio, los ingresos de los jóvenes con estudios posbásicos bajaron entre un 10 % y un 15 % hasta 2010, y otro tanto después, totalizando un 25 % en todo el período.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Es un esfuerzo de lo más ingrato porque el INE cambia codificaciones y clasificaciones sin reparar mucho en la ruptura de las series.

Nótese que es compatible un descenso menor de la media total que de las parciales si creció el número de sujetos en los parciales más altos (paradoja de Simpson), lo que se ve cómo ocurre en el panel 1 del cuadro 1.

Cuadro 1

EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS MEDIOS NETOS ANUALES DEL TRABAJO DE LA POBLACIÓN NATIVA DE 26 A 35 AÑOS POR NIVEL DE ESTUDIOS (1993, 1999, 2000, 2013, 2019)

1. Niveles de estudio (porcentajes vert	ticales)				
		Año	o de la encue	sta	
	1994	2000	2008	2014	2020
Primarios	20,8	8,7	6,6	4,8	4,1
Secundarios 1ª etapa	28,8	32,3	24,8	27,7	20,8
Secundarios 2ª etapa	23,8	22,1	22,3	20,4	19,5
Superiores	26,6	36,9	46,3	47,1	55,6
N	3.550	7.133	4.838	4.211	3.276
2. Ingresos laborales medios de los oc	upados todo	el año (euro	s e índice, 19	93=100)	
		Año	de los ingre	sos	
	1993	1999	2007	2013	2019
Primarios	13.969	92	97	86	76
Secundarios 1ª etapa	14.460	98	105	86	88
Secundarios 2ª etapa	17.915	87	88	77	78
Superiores	21.580	89	91	76	77
Total	17.733	93	98	84	86
3. Ingresos laborales medios de los po	tencialmente	e activos (eur	os e índice, 1	993=100)	
		Año	de los ingre	sos	
	1993	1999	2007	2013	2019
Primarios	6.016	94	146	78	95
Secundarios 1ª etapa	7.087	119	166	96	127
Secundarios 2ª etapa	10.832	95	119	79	98
Superiores	14.569	93	115	81	92
Total	9.744	107	145	97	120
4. Proporción de los ocupados todo el	año sobre lo				
		Año	de los ingre	sos	
	1993	1999	2007	2013	2019
Primarios	0,34	0,38	0,55	0,29	0,40
Secundarios 1ª etapa	0,41	0,55	0,69	0,44	0,59
Secundarios 2ª etapa	0,55	0,62	0,76	0,53	0,67
Superiores	0,62	0,66	0,80	0,63	0,72
Total	0,48	0,59	0,75	0,54	0,67

Fuentes: Elaboración propia con datos de PHOGUE, ECV (base 2003) y EU-SILC (base 2013).

En resumen, las *EES* coinciden básicamente con las *ECV*, no detectando descensos en los ingresos laborales de los jóvenes con estudios básicos en el período alcista del ciclo, pero sí en la crisis; y también coinciden en el descenso de los ingresos de los jóvenes con estudios secundarios y superiores en los dos períodos. Dejan, por tanto, también la impresión de que los manifestantes de 2011 estaban en

lo cierto al anticipar que ganarían menos que sus padres con los mismos estudios, y menos todavía con estudios altos.

Ahora bien, cobrar menos por el trabajo asalariado no es exactamente lo mismo que vivir peor. Un indicador mejor que las rentas laborales de los que trabajan son las rentas laborales del conjunto (Carabaña y Salido, 2010). La diferencia está en que este segundo indicador incluye los cambios en la tasa de ocupación, que, fiel reflejo del ciclo económico, aumentó en la fase alcista, decayó con la crisis y ha vuelto a aumentar después (panel 4 del cuadro 1). Los ingresos laborales del conjunto de los jóvenes se han movido de modo paralelo: según las encuestas europeas (PHOGUE y ECV) la media se incrementó hasta un 45 % entre 1993 y 2007, volvió al nivel de 1993 en 2013 y había progresado hasta un 20 % en 2019 (panel 3 del cuadro 1). Incluso sin descomponer exactamente estas variaciones en sus componentes de remuneración y de empleo (Mas Ivars y Robledo Domínguez, 2010), puede afirmarse que el incremento de este último compensó sobradamente la caída de las remuneraciones en la fase alcista, que su disminución tras la crisis no fue tanta que no la siguiera compensando en parte y que su aumento tras la crisis ha contribuido a una recuperación del 20 % en 2019. De acuerdo, pues, con este indicador, lo más que pudo decirse en los peores momentos de la crisis es que los jóvenes vivían igual, pero no peor que sus padres; antes y después es preciso reconocer que sus ingresos laborales son mayores, pues han ganado más en empleo de lo que han perdido en remuneración. Es verdad que ganan menos, pero también que suelen ser más los que trabajan.

¿Vale esto cuando se tienen en cuenta los niveles de estudio? Es de notar la diferencia entre los jóvenes con estudios obligatorios y postobligatorios. Los primeros resultaron más favorecidos durante los años de auge y burbuja (incrementos que llegan hasta un 66 %) que los segundos (máximos de 15-19 % en 2007). Con la crisis, los que se habían quedado en los estudios básicos conservaron parte de su ventaja: apenas llegaron a estar peor que en 1993 (sus ingresos laborales medios se quedaron en 2013 en el 96 % de los de 1993) y se recuperaron en 2019 (hasta un 27 % por encima de la renta de 1993). En cambio, la renta de los jóvenes de 26 a 35 años con estudios medios o superiores descendió hasta el 80 % de la de 1993 y todavía andaba por el 95 % en 2019.

La consideración de las rentas laborales del conjunto de los jóvenes, por tanto, permite precisar el acierto de los temores de los manifestantes de 2011. Sabemos que eran en su inmensa mayoría universitarios, así que no les faltaba razón en lo que a ellos mismos se refería cuando clamaban que tendrían menor renta que sus padres, incluso con los mismos estudios (y, podrían haber añadido, con mayor proporción de ocupados). Erraban, en cambio, extrapolando la queja a aquellos de sus coetáneos que dejaron la escuela tras los estudios básicos.

Queda por abordar el tercer modo de entender quiénes son los padres con los que se comparan los jóvenes: cada cual con los suyos, en términos estrictamente particularistas. Esto es lo mismo que estudiar la movilidad intergeneracional. Desde

luego, es muy improbable que todos y cada uno vivan peor que sus respectivos padres; hay que entender la proposición como indicando un aumento de la movilidad descendente y/o una disminución de la ascendente. El aumento de la movilidad descendente parece congruente con el descenso de la renta visto hasta ahora; la disminución de la ascendente, en cambio, es algo nuevo, que se corresponde más bien con la metáfora del "ascensor averiado". ¿Son más los hijos con renta menor que la de sus padres y menos los que logran una renta mayor? No hay datos para contestar estas preguntas. Las encuestas oficiales no se arriesgan a preguntar por los ingresos de los padres y el único intento hecho con fuentes fiscales, el reciente *Atlas de Oportunidades* publicado por la Fundación Felipe González y la Fundación Cotec, compara padres e hijos a diferentes edades (Llaneras, Medina y Costa, 2020; Carabaña, 2022). Afortunadamente, hay encuestas oficiales que permiten estudiar la movilidad profesional, lo que se hace en los apartados siguientes.

# 3.3. LA MOVILIDAD PROFESIONAL DE LOS JÓVENES DE 26 A 35 AÑOS EN 2005 Y 2019

Sustituyendo la renta por la profesión, tenemos los tres mismos modos de entender el pronóstico ampliamente extendido en la opinión pública española según el cual los jóvenes "vivirán peor que sus padres", si bien limitado a que tendrán peores profesiones o trabajos que sus padres: en conjunto, con relación a sus estudios, con relación a sus propios padres. ¿Tendrá la juventud actual peores ocupaciones que sus padres? Si no en conjunto, ¿tendrá peores ocupaciones con los mismos niveles de estudios? Como resultado, ¿serán más los jóvenes que desciendan y menos los que asciendan en la escala profesional, en comparación con sus padres? Básicamente, estas son las cuestiones de las que tradicionalmente se ocupa la Sociología bajo las etiquetas de "movilidad ocupacional" o "movilidad profesional", que suele considerarse la movilidad social por antonomasia<sup>8</sup>.

### 3.3.1. Métodos, datos y variables

La estrategia seguida en el análisis siguiente consiste en comparar la movilidad de los jóvenes de 26 a 35 años en momentos distintos del tiempo, de modo que, neutralizando de este modo la influencia de la edad, queden solo los efectos de la cohorte de nacimiento y el periodo histórico. Esta estrategia requiere de muestras grandes y obtenidas en momentos lo bastante separados entre sí (aquí unos quince años), razón por la que no ha sido posible desarrollarla hasta hace poco tiempo. Sin embargo, últimamente se va haciendo posible comparar varias cohortes de nacimiento a la misma edad en diferentes períodos (Li y Devine, 2011; Vallet, 2017).

<sup>8</sup> Abusivamente, a mi entender, aunque menos que cuando los economistas llaman "social" a la movilidad de renta.

Manteniendo constante la edad, las diferencias de movilidad pueden atribuirse a las características de la cohorte –como, por ejemplo, su tamaño– y al período en que creció. Ambos efectos influyen, sobre todo, en las edades jóvenes, tras terminar los estudios y haber comenzado a trabajar. Por ello podemos confiar en que el estudio de los jóvenes de 26 a 35 años en 2005 y 2019 es un buen indicador de lo que llegará a ser su biografía laboral completa.

Limitarse a esas edades en 2005 y 2019 significa comparar los nacidos entre 1970 y 1979, que algunos consideran los últimos de la, así llamada, "generación X", con los nacidos entre 1984 y 1993, comúnmente llamados *millennials*. Los períodos que se comparan pueden delimitarse con el año anterior a la fecha de la encuesta (al que corresponden los ingresos reflejados en la *ECV*) y aquel para el que se pregunta la situación de los padres, que es cuando los entrevistados tenían en torno a 14 años; es decir, 1984-2004 y 1998-2018, aproximadamente las dos décadas finales del siglo XX y las dos décadas iniciales del XXI, siendo los seis años entre 1998 y 2004 compartidos por ambas muestras.

Aunque los dos grupos que se comparan tienen la misma edad, hay grandes diferencias entre ellos, tanto en las características de la cohorte como por el período en que crecieron. En la *ECV*, la muestra de 2005 es de unas 5.600 personas, mientras que la de 2019 solo incluye a 3.500. La diferencia es un reflejo aproximado de la disminución de los nacimientos entre los setenta y los ochenta. En España, las generaciones nacidas en los años setenta son las más numerosas de la historia: en 1976 los nacimientos superaron los 650.000. En cambio, las nacidas en los años ochenta fueron mucho menos numerosas, habiendo descendido bruscamente los nacimientos hasta rozar los 400.000. Los jóvenes nacidos en España de 26 a 35 años superaron los seis millones en la primera década del siglo XXI, y cayeron rápidamente después hasta las cercanías de los cuatro millones. El menor tamaño de la cohorte va parejo a una disminución en el tamaño del hogar y a una mejora de los recursos domésticos, facilitando la escolarización y aligerando la competencia en el mercado de trabajo.

En cuanto al periodo, conviene señalar, al menos, dos diferencias. La cohorte nacida en el periodo 1970-1979 creció durante la crisis de los ochenta y entró a trabajar en la fase alcista del ciclo económico; durante la mayor parte de este período, la inmigración fue de pequeño volumen. En cambio, la cohorte nacida entre 1984 y 1993 creció y entró a trabajar entre la fase alcista y la llamada "Gran Recesión" (2008 a 2013), acompañada de un gran número de inmigrantes, en torno a uno por cada seis nativos aproximadamente<sup>9</sup>. Tenemos, por tanto, una generación numerosa, que se incorpora al trabajo en coyuntura alcista y sin competencia de fuera,

Según el INE (*Principales series de población desde 1998*), en 2005 los nacionales de 25 a 34 años eran 6,6 millones y los extranjeros 1,1 millones; en 2019 eran 4,4 y 1,1 millones, respectivamente. Aunque el número de extranjeros es el mismo en ambas cohortes de nacimiento en las fechas de la *ECV*, no lo era en el momento de entrar en el mercado de trabajo. Si lo situamos siete años antes, encontramos que los extranjeros son unos 70.000 en 1998 en la cohorte más vieja y unos 700.000 en 2012 en la cohorte más joven.

y una generación reducida, que se incorpora al trabajo en un contexto de crisis y con fuerte competencia exterior. Aunque también la primera se quejó de su futuro (o mejor, se quejaron por ella), no lo hizo de modo tan sistemático y teórico como la segunda.

Excluyendo a los hijos de inmigrantes, por la imperiosa razón de que las comparaciones deben hacerse entre iguales, el análisis que se presenta a continuación se ha realizado utilizando los datos de las *ECV* de 2005, 2011 y 2019, aunque solo se muestran los resultados de 2005 y 2019. Estas encuestas, que lleva a cabo el INE y forman parte de la *EU-SILC* (*European Union Survey of Income and Living Conditions*), cuentan en los tres años señalados con un módulo inicialmente llamado de "transmisión intergeneracional de la pobreza", que, en rigor, no llega a serlo por la dificultad de averiguar los ingresos de los padres. No obstante, ofrecen unos datos que, con ciertos reparos, pueden considerarse apropiados para estudiar la movilidad profesional intergeneracional en España.

Las variables importantes al respecto son las relacionadas con la ocupación y los estudios. La *EU-SILC* es bastante parca en la codificación de ambas. Como, además, los códigos ocupacionales cambian entre dos clasificaciones internacionales de la ocupación, la ISCO88 y la ISCO08, es preciso agruparlos mucho para poder comparar las ocupaciones. Aun así, con los datos de 2011, que están codificados de ambos modos, aplicando la codificación ISCO08 se obtienen tres puntos más de profesionales que con la ISCO88, reduciéndose más o menos lo mismo la proporción de obreros. Hay que tener en cuenta este error de medida si no queremos tomar como mejora real el efecto de un artefacto.

Teniendo en cuenta el tamaño de las categorías ocupacionales en los padres y en los hijos, así como las diferencias de movilidad entre ellas, he optado por distinguir seis grandes clases según el esquema EGP (Erikson, Goldthorpe y Portocarero, 1979), comúnmente utilizado en el estudio de la movilidad social. Son las siguientes:

la. Profesionales altos

Ib, II, IIIa. Directivos, técnicos y administrativos (no manuales medios).

IVab. Trabajadores por cuenta propia de la industria y el comercio (autónomos, empresarios).

IIIb. Trabajadores del comercio y los servicios (no manuales bajos).

V-VI, VIIa. Obreros de la industria.

IVc, VIIb. Trabajadores agrarios, por cuenta propia y ajena.

Las seis clases EGP aparecen ordenadas según su prestigio profesional; de ahí que la IIIb venga tras la IVab. Los códigos ocupacionales de las clasificaciones ISCO8 e ISCO88 pueden convertirse a la escala de prestigio profesional (ISEI,

*International Socio-Economic Index*) construida por Ganzeboom y Treiman (1996). En este trabajo se ha atribuido a cada clase el prestigio medio de las ocupaciones que la componen, ponderado por la frecuencia de cada una de ellas en 2005.

El mínimo denominador común a las dos codificaciones de los estudios que ofrecen las *ECV* son cuatro niveles: Primaria, Secundaria Inferior (Básicos), Secundaria Superior (Bachillerato y Formación Profesional de grado medio) y Terciaria (Formación Profesional de grado superior y Universidad). Se reducen a tres cuando se trata de los padres.

#### 

El cuadro 2 no deja duda acerca de la contestación a la pregunta más global, la de si la juventud que se manifestaba en 2011 iba a tener peores empleos que sus padres. Muestra las seis clases EGP de los padres y de los hijos, de modo que permite estimar las diferencias entre padres, entre hijos y entre padres e hijos en cada encuesta. El cambio entre los padres no es grande: 7 puntos porcentuales (de 57,8 a 50,4 %) menos de obreros industriales y campesinos, y 5 puntos más de profesionales y no manuales (de 20,6 a 25,5 %). Puede decirse que los padres mejoraron algo, pero no tanto, en comparación con sus "hermanos" (15 años mayores). En cambio, entre los hijos, la mejora es mucho mayor: 8 puntos más de profesionales (de 13,9 a 22 %) y 9 puntos menos de obreros industriales (de 34,5 a 25,6 %). Los hijos mejoraron más que los padres respecto de sus hermanos mayores.

En cuanto al cambio entre padres e hijos, que es la cuestión central (panel 3 del cuadro 2), no hay duda de que el nivel de las profesiones de los hijos superó ampliamente el de las de los padres en las fechas de ambas encuestas. Incluso considerando "mejora" solo el aumento en profesionales y trabajadores no manuales medios, fueron 21 puntos porcentuales más en 2005 y 22 más en 2019. Además, para evaluar debidamente este incremento hay que tener en cuenta la diferencia de edades: se está comparando a los hijos de 26 a 35 años, al comienzo de sus carreras laborales, con sus padres mayores, quizás en lo más alto de sus carreras profesionales, cuando los hijos tenían 14 años, y los padres, como media, 46 años. Esta diferencia de edades se refleja particularmente en la proporción de los trabajadores por cuenta propia, semejante entre los padres y entre los hijos en 2005 y en 2019 (misma edad), pero diez puntos inferior entre los hijos en ambas fechas, diferencia atribuible a la mayor edad de estos (convertirse en empresario lleva su tiempo).

Distinguiendo los datos por sexos, las diferencias entre las clases profesionales de los padres reflejan en su mayor parte errores técnicos, pues hombres y mujeres provienen de orígenes cuasi idénticos; con la excepción de que algunas más

#### Cuadro 2

# CAMBIO ESTRUCTURAL ENTRE LOS ENTREVISTADOS DE 26 A 35 AÑOS EN 2005 Y 2019

1. Padres (oríg	enes, porce	entajes horizo		-				
				Clase EGP				
	Ia. Profe- sionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res	ISEI	N
2005								
Varones	5,2	14,8	14,9	7,0	50,6	7,6	35,5	2.693
Mujeres	5,1	16,3	15,0	6,3	48,9	8,5	35,8	2.508
Ambos sexos	5,2	15,5	14,9	6,7	49,8	8,0	35,6	5.201
2019								
Varones	7,6	16,8	14,4	10,0	45,6	5,7	36,6	1.556
Mujeres	8,9	17,7	16,0	7,9	43,8	5,7	38,0	1.485
Ambos sexos	8,2	17,2	15,2	8,9	44,7	5,7	37,3	3.041
2. Hijos (destir	nos, porcen	tajes horizont	ales; salvo	el ISEI)				
			(	Clase EGP o	de destino			
	Ia. Profe-	Ib, II, IIIa.	IVab.	IIIb.	V, VI, VIIa.	IVc, VIIb.	ISEI	N
	sionales	No manua-	Cuenta	No ma-	Obreros	Agriculto-		
		les medios	propia	nuales	industriales	res		
				bajos				
2005								
Varones	11,8	21,6	8,2	9,1	46,4	3,0	38,7	2.795
Mujeres	16,3	36,9	4,1	20,6	21,0	1,1	39,8	2.464
Ambos sexos	13,9	28,8	6,2	14,5	34,5	2,1	39,2	5.259
2019		27.4			77.0		40.0	
Varones	15,4	23,4	7,1	13,5	37,9	2,7	40,9	1.661
Mujeres	29,1	29,4	2,5	24,3	12,5	2,3	43,8	1.569
Ambos sexos	22,0	26,3	4,9	18,7	25,6	2,5	42,4	3.230
3. Cambio estr	uctural de l	padres a hijos	(aestinos					
	Ia. Profe-	ık II IIIs	IVab.	Clase IIIb.		IVe VIII	ISEI	
	sionales	Ib, II, IIIa. No manua-	Cuenta	No ma-	V, VI, VIIa. Obreros	IVc, VIIb. Agriculto-	ISEI	
	Sitilates	les medios	propia	nuales	industriales	res		
		ies illeulos	piopia	bajos	industriales	163		
2005				Dajos				
Varones	6,6	6,8	-6,7	2,1	-4,1	-4,6	3,2	
Mujeres	11,2	20,7	-10,9	14,3	-27,9	-7,4	4,1	
Ambos sexos	8,7	13,3	-8,7	: <u>-,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,</u>	-15,2	<i>21</i> : -5,9	3,6	
2019	-1-	- /-		.,-	-,-	- /-	-,-	
Varones	7,8	6,6	-7,3	3,5	-7,6	-3,0	4,3	
Mujeres	20,2	11,7	-13,5	16,4	-31,3	-3,4	5,9	
Ambos sexos	13,8	9,1	-10,3	9,8	-19,1	-3,2	5,1	
		3,1	•					

Nota: (\*) El panel 3 resulta de restar los porcentajes del panel 1 de los del panel 2. De ahí la ausencia de N. Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

mujeres que hombres, sobre todo, de orígenes ocupacionales manuales, no han trabajado nunca y, por consiguiente, quedan fuera de la clasificación EGP. Las diferencias entre las clases profesionales de hijos e hijas, en cambio, son en su mayor parte reales y claramente favorables a 2019, aunque menores entre los hombres. En cuanto a la diferencia con los padres, puede verse que es sustancial, particularmente entre las mujeres, y quizá mayor en 2019 que en 2005.

El cuadro 2 también permite una comparación más simple, en términos del prestigio profesional (*ISEI*). Entre 2005 y 2019, el de los hijos aumentó un poco más que el de los padres (+3,2 y +1,7, respectivamente). Comparando a los padres con los hijos (panel 3), el incremento es de 3,6 puntos en 2005 y de 5,1 puntos en 2019, equivalentes a un 10 % y a un 14 %, respectivamente. Como sería de esperar de la distribución por clases, el prestigio profesional medio de las mujeres es mayor que el de los hombres, y también la diferencia con sus padres (11 % y 16 % en 2005 y 2019, respectivamente).

Pocos encontrarán sorprendentes estas cifras, que, simplemente, confirman la experiencia común del crecimiento continuado de las profesiones no manuales, particularmente entre las mujeres.

El aumento de las profesiones no manuales, incluyendo en ellas las pertenecientes al comercio y a los servicios, y la disminución de las manuales, casi reducidas a las de los obreros industriales (la variación de los empresarios y los agrarios es de poca entidad), entre los jóvenes de 26 a 35 años sigue la pauta universal de disminución de la agricultura y la industria y el crecimiento de los servicios. ¿Implica esta pauta un incremento de la polarización o, más precisamente, de la bipolarización profesional, con la consiguiente disminución de las clases medias? En Estados Unidos parecen haber crecido menos los administrativos y obreros industriales que los profesionales y las ocupaciones elementales (Autor, Katz y Kearney, 2006). En Europa, la evolución parece haber sido distinta según los países (Goos, Manning y Salomons, 2009; Oesch y Rodríguez Menés, 2010; Fernández-Macías y Hurley, 2016; Albertini, Ballarino y de Luca, 2020; Torrejón Pérez *et al.*, 2023). En España, los estudios parecen apuntar a una tendencia semejante a la de Estados Unidos (Torrejón Pérez, 2019; Sebastian, 2018).

El modo más habitual de abordar la cuestión de la polarización profesional consiste en ordenar las ocupaciones por sus ingresos, lo que coloca a los empleados del comercio y los servicios en la parte más baja de la distribución, y a los obreros industriales y los administrativos en la parte media. Con este criterio, la distribución de las clases se traduce en un coeficiente de variación (desviación típica / media) de 0,22 en 2005 y de 0,25 en 2019 (cuadro 3). Si ordenamos las clases profesionales por prestigio (*ISEI*) en vez de por ingresos, los trabajadores del comercio y los servicios quedan un poco por encima de los industriales, y entonces el coeficiente de variación pasa de 0,35 a 0,36. Separando por sexos, se aprecia que la desigualdad depende del criterio, siendo mayor entre las mujeres si tomamos los ingresos y menor si tomamos el prestigio. En todo caso, la variación de 2005 a 2019 es nula

en ambos sexos, si exceptuamos la disminución (de 0,37 a 0,31) del coeficiente de variación de las mujeres cuando se ordenan las clases en términos de ingresos. Por lo demás, si bien la agrupación en solo seis clases profesionales puede ocultar diferencias en el interior de cada una de ellas, no se ha logrado que salgan a la luz con una codificación más detallada de las ocupaciones.

#### Cuadro 3

LA DESIGUALDAD PROFESIONAL DE LOS JÓVENES DE 26 A 35 AÑOS ENTRE 2005 Y 2019 SEGÚN LOS INGRESOS LABORALES Y SEGÚN EL PRESTIGIO PROFESIONAL, POR SEXO (\*)

	Ingresos anuales	Prestigio (ISEI)
2005		
Varones		
Media	16.189	38,5
Desviación típica	2.862	13,0
Coeficiente de variación (**)	0,18	0,34
Mujeres		
Media	11.420	39,8
Desviación típica	4.186	14,4
Coeficiente de variación	0,37	0,36
Ambos sexos		
Media	13.956	39,1
Desviación típica	3.071	13,5
Coeficiente de variación	0,22	0,35
2005		
Varones		
Media	16.521	40,1
Desviación típica	3.021	13,8
Coeficiente de variación	0,18	0,34
Mujeres		
Media	12.510	43,6
Desviación típica	3.899	16,0
Coeficiente de variación	0,31	0,37
Ambos sexos		
Media	14.422	41,7
Desviación típica	3.587	15,0
Coeficiente de variación	0,25	0,36

Notas: (\*) Las medias y las desviaciones típicas se calculan para los ingresos laborales anuales por clase y sexo. El número de casos de 5.259 en 2005 y de 3.230 en 2019.

(\*\*) Coeficiente de variación: desviación típica / media.

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

Resumiendo, los resultados no sugieren que entre 2005 y 2009 haya disminuido la desigualdad (o la bipolarización) de las profesiones de los jóvenes de 26 a 35 en España. Más bien apuntan a un ligero aumento. Tan ligero, sin embargo, y tan dependiente de las medidas, que sería imprudente pronunciarse categóricamente sobre el asunto.

#### 3.3.3. ¿Peores profesiones con el mismo nivel de estudios?

La relación entre estudios y empleo ha sido, y es, uno de los temas más frecuentados por la sociología popular, o *etnosociología*<sup>10</sup>. ¿Merece la pena estudiar? El *leitmotiv* suele ser el de la devaluación de los títulos universitarios; pero no es de ayer la idea de que un título universitario ya no es lo que era, y de que *ahora* los licenciados trabajan de camareros y taxistas. Más aún, ni siquiera un título de enseñanza básica es ya lo que era: antes distinguía del analfabeto, ahora es el mínimo que condena a quienes no han superado ese nivel de estudios a malos empleos. A todos los niveles, por tanto, *ahora* hay que estudiar más para tener los mismos empleos de *antes*.

También se encuentra la relación entre educación y mercado de trabajo entre las más estudiadas por sociólogos y economistas desde los tiempos de la planificación económica de los años sesenta del siglo pasado. Béduwé y Planas (2003) han destacado la doble óptica desde la que se ha tratado la cuestión; por un lado, la perspectiva de la adecuación de los titulados a las demandas de la producción, a fin de evitar el despilfarro de recursos docentes y la frustración del subempleo; por otro lado, la visión de las teorías del capital humano, según las cuales la educación implica productividad, de modo que es el mercado de trabajo el que se adapta a la oferta de cualificaciones. Con la decadencia de la planificación, incluso indicativa, parecen haberse impuesto las teorías del capital humano, como indican las habituales remisiones a la educación como medio de aumentar la productividad, si bien tampoco faltan las quejas sobre el bajo premio de las titulaciones universitarias en España (Felgueroso, Hidalgo-Pérez y Jiménez Martín, 2016).

Legos y sabios influyen en los programas políticos, que en España han tendido a ser sincréticos en este asunto. Persiste, por un lado, el empeño en el fomento de la Formación Profesional como sustituto de la Universidad, a la que presuntamente superaría en, al menos, empleabilidad. Por otro lado, se pretende cumplir con los objetivos europeos de reducir el abandono escolar temprano, que condena a los jóvenes a empleos de baja cualificación, e incrementar el porcentaje de titulados superiores y de adultos en formación permanente. Una promesa rota, según los

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> El término "etnosociología" procede de Garfinkel y se refiere al hecho de que todas las sociedades son espontáneamente reflexivas y producen representaciones de sí mismas (saber vulgar). La Sociología es la parte de esa reflexividad que se atiene a los cánones de la ciencia y que intenta, como aquí se hace, corregir a la etnosociología a la vez que a sí misma.

críticos y los manifestantes del 15M, que insistían en que, por mucho que el nivel de estudios hubiera mejorado, los empleos habían empeorado.

¿Qué dice la investigación existente sobre España? Con datos de la *Encuesta Sociodemográfica (ESD)* de 1991, apenas se habrían devaluado algunos títulos universitarios en términos de prestigio (Carabaña, 1996). Con datos de la *Encuesta de Población Activa (EPA)*, hasta el año 2000 había entre los jóvenes de 26 a 35 años más empleos de profesionales y técnicos, pero todavía más titulados superiores, de modo que los universitarios empleados como profesionales o directivos habían disminuido un poco, aumentando su ocupación en las categorías de administrativos y comerciales (Frutos, 2015). Ahora bien, contra lo que suele suponerse, en España aumentó la demanda de titulados básicos tanto o más que la de titulados altos (Garrido y Chuliá, 2005: 110), de modo que, en el año 2000, quienes contaban con estudios básicos encontraban trabajo más fácilmente que en 1990 en los mismos empleos e, incluso, con salarios más altos (Frutos, 2015).

Del estudio de las ECV de 2005 y 2019 se desprende que la relación entre estudios y profesiones varió muy poco, tanto en términos de prestigio como de clases profesionales. Comparemos, en primer lugar, padres con padres, tal como permite el cuadro 4. Las encuestas preguntan por la profesión de los padres cuando los hijos tenían en torno a 14 años (como media 16 años antes) y los padres tienen como media 32 años más que los hijos; así pues, las, de 2005 y 2019 preguntan, respectivamente, por 1989 y 2003, por término medio, cuando los padres tenían como media unos 46 años, en lo que puede considerarse lo más alto de su carrera laboral. Las profesiones que ejercían cuando nuestros jóvenes de 26-35 años llegaban a la pubertad apenas variaron ni en términos de prestigio ni en términos de clases profesionales. El par de puntos de mejora global en términos de prestigio ya visto en el cuadro 2 se debe enteramente al incremento de los estudios. Nivel por nivel, las profesiones son las mismas en el caso de los estudios básicos y entre uno y dos puntos inferiores en los estudios medios y terciarios. Interesa quardar en la memoria esta cuasi constancia y que el periodo afectado por la comparación (1989-2003) incluye, sobre todo, años de fase alcista en los ciclos económicos, pues entre los hijos mejora entre uno y dos puntos el prestigio de las profesiones de los tres niveles de estudios entre 2005 y 2019, periodo en el que se incluye la "Gran Recesión" (2008-2013). Mirando una por una las clases de destino se encuentra algún cambio, como, por ejemplo, que en educación básica unos 10 puntos porcentuales se desplazan de obreros industriales a no manuales bajos, o que en terciaria los profesionales aumentan de 33 % a 42 %, que puede dar cuenta de estas ligeras mejoras.

Comparemos, por último, padres con hijos, el pretexto de esta investigación. Conviene recordar (otra vez) que se comparan los padres a los 46 años de edad media con sus hijos a los 30 años, lo que deja a los hijos en desventaja, pese a lo cual hemos visto que, en conjunto, los hijos superaban a los padres en 3,6 puntos de prestigio en 2005 y en 5 puntos en 2019. Ahora bien, en ambas encuestas se encuentran diferencias a favor de los padres cuando se comparan las profesiones

por niveles de estudios. En términos de ISEI, las diferencias rondan los dos puntos, pero alcanzan los cinco en los estudios secundarios y terciarios en 2005. Por categorías profesionales, se aprecia a simple vista que predominan los signos negativos en las de prestigio mayor (incluida cuenta propia) y los positivos en las de prestigio más bajo.

## PROFESIONES (CLASES Y PRESTIGIO) DE PADRES E HIJOS (26 A 35 AÑOS) EN 2005 Y 2019, POR TRES NIVELES DE ESTUDIOS (PORCENTAJES HORIZONTALES, SALVO EL ISEI)

1. Padres								
				Clase EGP	(origen)			
	la. Profesionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res	ISEI	N
Básicos								
2005	0,0	9,4	16,2	7,1	57,6	9,7	32,0	4.094
2019	0,4	7,5	16,6	8,7	58,9	7,9	32,2	1.955
Secundaria sup	erior							
2005	3,0	41,1	14,6	11,5	28,0	1,7	41,1	480
2019	3,0	35,4	18,7	13,1	26,4	3,4	39,5	510
Terciaria								
2005	40,2	37,5	7,2	0,3	13,0	1,8	54,5	633
2019	39,4	35,2	7,7	4,9	12,7	0,2	52,6	584
Total de la mue	estra							
2005	5,1	15,6	15,0	6,7	49,6	8,1	35,6	5.207
2019	8,2	17,4	15,3	8,7	44,7	5,7	37,3	3.049
ISEI medio	66	46	41	31	27	18		
2. Hijos								
2. Hijos		_		Clase EGP				
2. Hijos	Ia. Profesionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	Clase EGP IIIb. No ma- nuales bajos	(destino) V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res	ISEI	N
Básicos	sionales	No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	Agriculto- res		
Básicos 2005	sionales 0,0	No manua- les medios	IVab. Cuenta	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	Agricultores	29,4	1.740
Básicos 2005 2019	0,0 0,0	No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	Agriculto- res		
Básicos 2005 2019 Secundaria sup	o,0 0,0 0,0 perior	No manua- les medios 7,5 9,4	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7	IIIb. No manuales bajos 16,0 24,6	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3	Agricultores  3,7  6,0	29,4 30,3	1.740 883
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005	0,0 0,0 erior 1,0	No manua- les medios 7,5 9,4 33,6	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7	IIIb. No manuales bajos 16,0 24,6	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3	Agricultores  3,7 6,0 2,4	29,4 30,3 35,6	1.740 883 1.369
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019	o,0 0,0 0,0 perior	No manua- les medios 7,5 9,4	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7	IIIb. No manuales bajos 16,0 24,6	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3	Agricultores  3,7  6,0	29,4 30,3	1.740 883
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019 Terciaria	0,0 0,0 erior 1,0 0,1	7,5 9,4 33,6 35,3	IVab. Cuenta propia  8,5 7,7 7,5 5,8	IIIb. No manuales bajos  16,0 24,6  21,1 25,8	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3 34,4 30,7	Agricultores  3,7 6,0 2,4 2,4	29,4 30,3 35,6 37,1	1.740 883 1.369 675
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019 Terciaria 2005	0,0 0,0 perior 1,0 0,1	7,5 9,4 33,6 35,3	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7 7,5 5,8	IIIb. No manuales bajos  16,0 24,6  21,1 25,8	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3 34,4 30,7	3,7 6,0 2,4 2,4 0,5	29,4 30,3 35,6 37,1 49,4	1.740 883 1.369 675 2.171
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019 Terciaria 2005 2019	0,0 0,0 oerior 1,0 0,1 33,2 42,4	7,5 9,4 33,6 35,3	IVab. Cuenta propia  8,5 7,7 7,5 5,8	IIIb. No manuales bajos  16,0 24,6  21,1 25,8	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3 34,4 30,7	Agricultores  3,7 6,0 2,4 2,4	29,4 30,3 35,6 37,1	1.740 883 1.369 675
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019 Terciaria 2005 2019 Total de la mue	0,0 0,0 erior 1,0 0,1 33,2 42,4	7,5 9,4 33,6 35,3 43,0 31,6	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7 7,5 5,8 3,7 3,0	IIIb. No manuales bajos  16,0 24,6  21,1 25,8  9,1 12,8	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3 34,4 30,7 10,6 9,4	Agricultores  3,7 6,0  2,4 2,4 0,5 0,8	29,4 30,3 35,6 37,1 49,4 50,8	1.740 883 1.369 675 2.171 1.673
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019 Terciaria 2005 2019 Total de la mue 2005	0,0 0,0 erior 1,0 0,1 33,2 42,4 estra 13,9	7,5 9,4 33,6 35,3 43,0 31,6	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7 7,5 5,8 3,7 3,0 6,2	IIIb. No manuales bajos  16,0 24,6  21,1 25,8  9,1 12,8	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3 34,4 30,7 10,6 9,4	Agricultores  3,7 6,0 2,4 2,4 0,5 0,8 2,1	29,4 30,3 35,6 37,1 49,4 50,8	1.740 883 1.369 675 2.171 1.673
Básicos 2005 2019 Secundaria sup 2005 2019 Terciaria 2005 2019 Total de la mue	0,0 0,0 erior 1,0 0,1 33,2 42,4	7,5 9,4 33,6 35,3 43,0 31,6	IVab. Cuenta propia 8,5 7,7 7,5 5,8 3,7 3,0	IIIb. No manuales bajos  16,0 24,6  21,1 25,8  9,1 12,8	V, VI, VIIa. Obreros industriales 64,3 52,3 34,4 30,7 10,6 9,4	Agricultores  3,7 6,0  2,4 2,4 0,5 0,8	29,4 30,3 35,6 37,1 49,4 50,8	1.740 883 1.369 675 2.171 1.673

Cuadro 4 (continuación)

### PROFESIONES (CLASES Y PRESTIGIO) DE PADRES E HIJOS (26 A 35 AÑOS) EN 2005 Y 2019, POR TRES NIVELES DE ESTUDIOS (PORCENTAJES HORIZONTALES, SALVO EL *ISEI*)

3. Cambio de p	3. Cambio de padres a hijos (destinos - orígenes)							
		Clase EGP						
	la. Profesionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res	ISEI	N
Básicos								
2005	0,0	-1,9	-7,7	8,9	6,7	-6,0	-2,7	
2019	-0,4	1,9	-8,9	15,9	-6,5	-1,9	-1,9	
Secundaria sup	erior							
2005	-2,1	-7,5	-7,1	9,6	6,4	0,7	-5,5	
2019	-2,9	-0,2	-12,9	12,7	4,3	-1,1	-2,4	
Terciaria								
2005	-7,0	5,5	-3,6	8,7	-2,3	-1,3	-5,2	
2019	3,1	-3,6	-4,7	7,9	-3,3	0,6	-1,7	
Total de la mue	estra							
2005	8,9	13,2	-8,7	7,7	-15,1	-6,0	3,6	
2019	13,7	8,9	-10,4	10,0	-19,2	-3,2	5,0	

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

El panel 3 del cuadro 4 da la impresión de que el rendimiento de los estudios en términos profesionales es peor entre los hijos que entre sus padres, aunque algo menos en 2019 que en 2005, en línea con las proclamas de los manifestantes del 15-M. Sin embargo, hay que afrontar esta impresión con dos reservas importantes. En primer lugar, las diferencias no son grandes, de modo que puede privilegiarse la impresión de que, al fin y al cabo, con estudios básicos, padres e hijos en las encuestas de 2005 y de 2019 trabajaban el 80 % como obreros; con estudios secundarios superiores, el 35 % como obreros y el 35 % como no manuales; con estudios terciarios, el 75 % como no manuales. En segundo lugar, cabe esperar que la diferencia se elimine o incluso se invierta cuando la edad de los hijos sea igual a la de los padres, vista la importancia de la movilidad intrageneracional (Carabaña, 2020) y la mejora que acabamos de ver a la misma edad entre padres de 1989 a 2003 y entre hijos de 2005 a 2019. En conjunto, lo más prudente parece pensar que no ha habido en las tres décadas que van de 1990 a 2019 devaluación de los títulos académicos en términos profesionales. Si, como sabemos, la ha habido en términos monetarios, ello significa que deben de haberse devaluado los títulos o categorías profesionales: no se ganaría menos porque las profesiones sean peores, sino por estar peor pagadas.

### 3.3.4. ¿Movilidad profesional en decadencia?

Llegamos, con esto, al objeto central de este trabajo, la movilidad profesional. El uso de las mismas categorías profesionales para padres e hijos impone ciertos límites a la expresión "vivir peor que los padres". En efecto, esta frase solo sería aplicable a las clases intermedias, no a las extremas. Los hijos de las clases altas, por definición, no pueden llegar a una clase superior a la de sus padres, pero una parte de ellos casi forzosamente ha de acabar en una clase inferior; en cambio, los hijos de la clase más baja lo único que pueden hacer es mejorar. "Vivir peor que sus padres" es posible para todos y cada uno en términos de ingresos, pero no de clase profesional.

Más apropiada para la movilidad profesional resulta la metáfora del "ascensor social" estropeado. De sus muchas versiones, las más completas son las que diagnostican una disminución tanto de la movilidad ascendente como de la descendente. Así, según la OCDE, el fenómeno consiste en que se hace más difícil tanto subir como bajar en la escala social. La OCDE habla de techos y suelos "pegajosos", es decir, de clases altas y de clases bajas, y de la disminución de la movilidad entre ellas. O, como lo expresaba el sociólogo Carlos Gil Hernández en una entrevista, "en una sociedad perfecta, los hijos de los que están en la cúspide social tendrían la posibilidad de bajar si no valen, pero eso nunca pasa. ...El ascensor de bajada no funciona y el de subida se ha parado un poco, porque España es un país con menos empleos de alta cualificación. ...Si los hijos de los que están arriban no bajan y no se crean puestos arriba, los que están abajo tendrán complicado subir. Los puestos de las élites son limitados y, si no bajan ni aunque tengan una habilidad y un mérito bajo, la movilidad social no funciona"<sup>11</sup>.

Conviene notar que las implicaciones políticas de la presunta avería de la movilidad social difieren de las que se derivan de la queja por *vivir peor* que los padres. Mientras esta pone el énfasis en la movilidad descendente de los más preparados, sin prestar atención a los menos preparados, en la otra el acento recae en la falta de movilidad ascendente de los que comienzan abajo. Incluso si ambos enfoques coinciden en lamentar la poca movilidad ascendente, difieren respecto a la movilidad descendente, pues mientras unos se quejan de su aumento añorando el estatus de sus padres, otros lamentan su disminución o, por lo menos, que los padres de estatus alto logren transmitirlo a sus hijos con más frecuencia de lo que sería justo.

La cuestión de la movilidad es más complicada que las anteriores, al punto que puede dividirse en cuatro cuestiones distintas. Aunque los cuatro tipos de movilidad están relacionados y, en último término, son la misma cosa, las relaciones entre ellos no son sencillas, de modo que pueden variar con cierta independencia uno de otro, y su confusión es sumamente fácil, frecuente y dañina.

Cabe entender la pregunta en sentido global y en sentido particular, y en ambos casos se puede preguntar por la movilidad absoluta o por la movilidad relativa (Carabaña, 1999). Así pues, conviene distinguir entre: 1) movilidad particular absoluta, que pregunta por los destinos profesionales de cada clase de origen; 2) movilidad particular relativa, que compara unos con otros estos destinos profesionales de

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> El Confidencial, 19 de noviembre de 2021. https://www.elconfidencial.com/espana/2021-10-19/mejor-tesis-ano-nazareno-meritocracia 3306618/

las clases en particular; 3) movilidad global absoluta, que se refiere a la movilidad de una población, dividiéndola entre móviles, inmóviles, ascendentes y descendentes; y 4) movilidad global relativa, que atiende a la asociación entre todos los orígenes y todos los destinos en una población, prescindiendo de sus magnitudes absolutas.

De estos cuatro tipos o conceptos de movilidad profesional, el que mejor se corresponde con la idea del "ascensor social" averiado es el de la movilidad particular, que es el que se considera, a continuación, en primer lugar.

### 3.3.4.1. Movilidad particular absoluta

La investigación sobre movilidad profesional está guiada por la teoría de que se incrementa con la modernización. Habría sido mayor, por tanto, en las economías industriales que en las agrarias, y mayor todavía en las economías de servicios. El estudio de Erikson y Goldthorpe (1992) comparó varios países con diversos niveles de desarrollo sin encontrar respaldo a esta teoría que ellos llamaban "liberal" de la modernidad. En el caso de la movilidad particular, las teorías liberales sostienen que los destinos de las diversas clases mejoran con el tiempo; esa es la tradición que da por rota la teoría del ascensor social averiado.

En España, está bien estudiada la evolución de la movilidad particular hasta 1991, con datos de dos encuestas realizadas casi al mismo tiempo, la *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC)*, usada por Echevarría (1999) y Salido Cortés (2001), y la *ESD*, usada por Carabaña (1999). El gran tamaño de la muestra de esta última permitió comparar cohortes quinquenales de nacimiento desde principios de siglo XX, con el resultado de que las pautas de movilidad de las diversas clases se habían mantenido muy constantes hasta los nacidos en 1960. Más aún, el autor se atrevió a conjeturar que en el porvenir las tasas de movilidad se mantendrían estables, aunque sin excluir alguna variación entre hombres y mujeres (Carabaña, 1999: 197). Esta constancia de destinos profesionales en el tiempo, no su mejora, sería lo que habría quedado roto por la *avería* del ascensor social.

El problema de comparar distintas cohortes de nacimiento en el mismo momento reside en que las de más edad han tenido más tiempo para progresar en la jerarquía de las profesiones. Algunos estudios lo han evitado usando varias encuestas para comparar las mismas edades en períodos de tiempo sucesivos. Con esta estrategia, Vallet (2017) ha encontrado que, en Francia, entre 1970 y 2003, mejoraron de forma continua las tasas de movilidad de todas las clases y, en particular, las de las clases bajas, sobre todo, entre las mujeres. En el Reino Unido, Li y Devine (2011) han comparado datos de 1990 con datos de 2005, obteniendo resultados similares a los de Vallet, aunque con una mejora muy pequeña en la movilidad masculina.

En España se abrió la posibilidad de comparar la movilidad a la misma edad en distintos momentos del tiempo gracias a la *ECV*, que repitió su "módulo de transmisión intergeneracional de la pobreza" en 2005, 2011 y 2019. Eliminado de este

modo el efecto de la movilidad intrageneracional, al comparar las edades 26-30 y 31-45 en 1991 (con la ESD) y en 2005-2011 (con la ECV), se pudo apreciar que las previsiones basadas en cohortes de nacimiento se habían quedado cortas. A lo largo de ese período, las pautas de movilidad habían cambiado para mejor, incrementándose el acceso a las clases no manuales por parte de los sujetos de todas las clases de origen, con la única excepción de los descendientes de profesionales. Esta mejora de las profesiones fue mucho más intensa para las mujeres que para los hombres. La hipótesis de las tasas constantes quedó así refutada, justificando la conclusión de que "el ascensor social se aceleró" (Carabaña, 2020).

Hasta la Gran Recesión, por tanto, la investigación empírica no ha descubierto en España pruebas de que hayan empeorado los destinos profesionales de las diversas clases, sino, más bien, pruebas de una mejora entre 1991 y 2005-2011. Los hijos de obreros y campesinos superan más las profesiones de sus padres, y los hijos de profesionales y empleados pierden menos respecto de los suyos. ¿Ha cambiado esta tendencia desde la Gran Recesión, en concreto, entre 2005 y 2019? Para contestar esta pregunta se comparan a continuación los destinos profesionales de los jóvenes de 26 a 35 años en una y otra fecha.

Los cuadros 5, 6 y 7 están dispuestos de tal modo que permiten comparar fácilmente las pautas de movilidad de cada clase en 2005 y 2019. Como todo lo que se refiere a la situación laboral, las diferencias entre hombres y mujeres son tan grandes que conviene considerarlos por separado, además de atender al conjunto. El destino con mayor interés es el de profesional, o, más en general, los de profesionales y técnicos, pues representan la movilidad ascendente en las actuales sociedades de servicios. Complementariamente, interesan los destinos obreros, en particular, los industriales, tanto por el tamaño de la clase como por ser el principal destino descendente. Los agricultores, en otro tiempo el grueso de la población, son ahora tan pocos que solo aportan un parámetro de interés, su propia movilidad, necesariamente ascendente. El resto de las clases intermedias (trabajadores no manuales medios, trabajadores por cuenta propia y trabajadores de los servicios) constituyen una buffer zone (zona de amortiguamiento) (Goldthorpe, 1980) de tamaño poco variable a las que el acceso es muy parecido y de corto recorrido para todos. Teniendo esto en cuenta, consideremos los cambios en las tasas de movilidad particular, comenzando por las masculinas.

En el panel A, derecha, del cuadro 5 se ve que el prestigio de las profesiones de los hijos de la clase la (profesionales altos) disminuyó en 3 puntos entre 2005 y 2019, bajando de 53 a 50 en la escala ISEI. Se aprecia en el panel B del mismo cuadro que este descenso se debe a un aumento de los destinos obreros y a la correspondiente disminución, unos 12 puntos, de los destinos no manuales, tanto altos (clase la) como medios (clases lb, II y IIIa). Las cifras dan la razón a quienes profetizaron que vivirían peor (al menos que sus hermanos), pero no a quienes auguraron que el *techo* social se haría cada vez más *pegajoso* disminuyendo la movilidad descendente desde la elite.

### MOVILIDAD PARTICULAR ABSOLUTA A LOS 26-35 AÑOS EN 2005 Y 2019 Y SUS CAMBIOS, VARONES, ESPAÑA (PORCENTAJES HORIZONTALES)

A Movi	lidad narti	cular absoluta							
A. IVIOVI	la. Profe-	lb, II, IIIa.	IVab.	IIIb.	V, VI, VIIa.	IVc, VIIb.	ISEI	Dif. con	N
	sionales	No manua- les medios	Cuenta propia	No ma- nuales bajos	Obreros industriales	Agriculto- res	ISLI	el ISEI de la (en propor- ción)	N
la. Prof	esionales							,	
2005	47,3	38,0	1,6	3,9	8,5	0,8	53,0		129
2019	40,6	33,0	0,9	12,3	13,2	0,0	49,7		106
Ib, II, III	a. No man	uales medios							
2005	17,8	42,0	4,8	5,6	29,3	0,5	42,8	0,19	376
2019	30,9	32,9	0,0	15,6	20,2	0,4	45,8	0,08	243
IVab. C	uenta prop	ia							
2005	11,0	18,4	23,0	9,2	37,5	1,0	38,3	0,28	392
2019	10,0	21,0	24,8	11,0	31,0	2,4	38,6	0,22	210
	manuales	bajos							
2005	9,9	28,7	7,2	21,5	32,0	0,6	38,1	0,28	181
2019	16,0	36,7	7,3	19,3	16,7	4,0	41,6	0,16	150
V, VI, VI	Ia. Obreros	s de la industr							
2005	8,2	16,8	5,8	8,5	59,2	1,6	34,5	0,35	1.295
2019	9,3	15,8	6,1	14,7	52,2	2,0	34,9	0,30	659
	o. Agriculto								
2005	6,7	8,8	6,7	4,1	47,2	26,4	30,1	0,43	193
2019	6,8	9,5	5,4	6,8	56,8	14,9	31,2	0,37	74
Total									
2005	12,0	22,0	8,2	8,5	46,1	3,1	37,1		2.566
2019	15,9	22,5	7,5	14,2	37,4	2,5	38,9		1.442
ISEI	66	46	41	31	27	18			
B. Cam	la. Profe-	utos entre 200 lb, II, IIIa.	1Vab.	IIIb.	V, VI, VIIa.	IVc, VIIb.			
	sionales	No manua- les medios	Cuenta propia	No ma- nuales bajos	Obreros industriales	Agriculto- res			
. <u>la</u>	-6,7	-5,0	-0,6	8,4	4,7	-0,8			
Ib, II, IIIa	13,0	-9,1	-4,8	10,1	-9,1	-0,1			
IVab	-1,0	2,6	1,8	1,8	-6,5	1,4			
IIIb	6,1	7,9	0,2	-2,2	-15,4	3,4			
V, VI, VIIa	1,1	-1,0	0,3	6,2	-7,0	0,4			
lvc, VIIb	0,0	0,7	-1,3	2,6	9,6	-11,6			
Total	3,9	0,5	-0,7	5,7	-8,7	-0,6			
Fuent	oc: Elabora	ción propia c	on dator d	o lac ECV	do 2005 v 20	10			

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

Se observa asimismo que el prestigio de las profesiones de los hijos de trabajadores no manuales medios (directivos, técnicos y administrativos, clases lb, Il y Illa) ha aumentado 3 puntos, de 43 a 46, más de lo que podría deberse a las diferencias de codificación entre las encuestas (clasificación de ocupaciones ISCO88 en 2005, ISCO08 en 2019). La mejora se debe, obviamente, al aumento de los destinos a profesionales, compensado por la disminución de quienes alcanzan los mismos destinos que sus padres.

Los hijos de empleados en el comercio y los servicios constituyen la segunda clase que mejora sus destinos, en 4 puntos de prestigio, por encima, pues, del error de codificación. La mejora se debe al incremento en el acceso a las dos clases no manuales (la y lb, Il, Illa), y al decremento en el acceso a la clase de obreros industriales, sin, curiosamente, cambio notable en el acceso a sí mismas.

Hay, pues, dos clases intermedias cuyos destinos han mejorado entre 2005 y 2019, los trabajadores no manuales medios (directivos, técnicos y administrativos) y los trabajadores del comercio y los servicios. Esta mejora no da la razón a quienes temían estar peor que sus padres, ni a quienes echan de menos el movimiento del "ascensor social".

Los hijos de empresarios y trabajadores autónomos alcanzaron destinos profesionales, *grosso modo*, de igual prestigio en 2005 que en 2019, sin diferencias significativas cuando se distinguen clases. Tampoco cambiaron mucho los logros profesionales de los hijos de los obreros industriales. En términos de prestigio quedaron igual, aunque un 6 % de ellos cambió de la clase obrera industrial a la de comercio y servicios (el cambio resulta estadísticamente significativo, pero no cabe darle mayor importancia sustantiva). Por último, conviene aceptar, despreciando el punto porcentual de aumento, que los hijos de agricultores también mantuvieron el mismo prestigio en 2005 que en 2019.

Los destinos totales, por último, variaron poco, como ya se pudo observar en el cuadro 2<sup>12</sup>. En términos de prestigio hay una mejora de unos dos puntos, debidos en su mayor parte a los 3,9 puntos porcentuales que mejora el acceso a la clase de profesionales (la), un incremento que apenas supera el posible error de codificación detectado al comparar las clasificaciones ISCO88 e ISCO08<sup>13</sup>.

Resumiendo, podría decirse que en relación con 2005, los varones de 26 a 35 años empeoraron sus destinos si eran hijos de profesionales, mejoraron si eran hijos de técnicos y administrativos o de personal de comercio y servicios, y quedaron aproximadamente igual, quizá con desplazamientos de corto alcance, si proce-

Nótese que las cifras no coinciden debido a los casos que se pierden en el cruce con los padres. Las de ISEI, además, están aquí calculadas con el ISEI medio, de la clase, y en los cuadros 2 y 4 con el de los grupos profesionales ISCO.

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Una sugerencia sobre la interpretación: parece más realista considerar los destinos totales como la suma o resultado de los particulares que tomarlos, como suele hacerse, como algo –una estructura– predeterminado que se distribuye entre las clases de origen.

dían del resto de las clases ocupacionales. De los augurios pesimistas se confirmó únicamente el temor de empeoramiento de las profesiones de los hijos de padres de clase profesional (la). Los augurios optimistas se confirmaron para dos clases de origen, las de trabajadores no manuales y trabajadores de comercio y servicios. Para las otras tres clases (cuenta propia, obreros industriales y campesinos) y para el conjunto, las alarmas erraron, pues la movilidad quedó igual.

Pasemos de la movilidad masculina a la femenina, reflejada en el cuadro 6. En términos de prestigio, a diferencia de los varones, las hijas de todos los orígenes ocupacionales mejoraron sus destinos, incluyendo las hijas de profesionales, cuyos hermanos empeoraron. En conjunto, eso supuso una mejora total de unos 3 puntos en la escala *ISEI*. ¿Cómo se produjo, más en concreto, esa mejora en términos de clases?

Invirtamos el orden seguido con los varones y comencemos ahora con el resultado conjunto. Los 3 puntos más de prestigio en 2019 se deben, por un lado, al aumento de destinos profesionales (14 puntos), que supera con mucho el error de medición; por otro, obedecen a la disminución de los obreros (-10 puntos). Pero serían más sin la disminución de unos 7 puntos en los destinos de clase no manual (lb, II, IIIa), un cambio a primera vista incongruente con el crecimiento de los profesionales. Aunque no está libre de toda sospecha, pues podría estar influido por la codificación, caben pocas dudas de que, en su mayor parte, este crecimiento es real, resultado del encogimiento general del grupo de trabajadores administrativos.

Clase por clase, las hijas de profesionales (la) incrementaron el prestigio de sus destinos en unos 4 puntos debido a dos cambios. El principal fue el incremento en la clase de profesionales (la) y el descenso en la clase de no manuales (lb, Il, Illa); de alcance secundario fue el descenso de las que se ocuparon como obreras industriales (unos 5 puntos) y el aumento de las que lo hicieron como trabajadoras del comercio y los servicios (unos 10 puntos).

Las hijas de trabajadores no manuales (Ib, II, IIIa) mejoraron más su prestigio profesional medio, unos 6 puntos. En términos de clases, el cambio básico fue el mismo que entre las hijas de profesionales, es decir, un fuerte aumento de los destinos profesionales y un fuerte descenso de los destinos a las clases de trabajadores no manuales, que, en este caso, son las mismas clases de sus padres. Secundariamente hay un descenso de unos 5 puntos en los destinos obreros.

Las hijas de empresarios y autónomos (IVab) consiguieron una mejora de 3 puntos en prestigio más o menos del mismo modo, aumentando su acceso a la clase de profesionales (Ia) y de trabajadores de comercio y servicios (IIIb) y disminuyéndolo a la clase de trabajadores no manuales medios (Ib, II, IIIa) y de obreros industriales (V, VI, VIIa). Los mismos cambios de clase de destino se dieron entre las hijas de empleados en comercio y servicios (pero con 6 puntos más de prestigio) y de las hijas de obreros industriales (con solo 3 puntos más).

Cuadro A

### MOVILIDAD PARTICULAR ABSOLUTA A LOS 26-35 AÑOS EN 2005 Y 2019 Y SUS CAMBIOS, MUJERES, ESPAÑA (PORCENTAJES HORIZONTALES)

A. Movi	lidad partio	cular absoluta							
	la. Profesionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res	ISEI	Dif. con el ISEI de la (en propor- ción)	N
la. Prof	esionales								
2005	41,5	44,9	0,8	6,8	5,9	0,0	52,1		118
2019	62,3	18,0	2,5	17,2	0,0	0,0	55,7		122
Ib, II, III	a. No man	uales medios							
2005	23,4	51,9	2,7	12,1	9,7	0,3	46,8	0,10	372
2019	48,1	36,2	0,8	10,3	4,5	0,0	53,1	0,05	243
IVab. C	uenta prop	ia							
2005	12,5	41,9	7,4	22,5	15,4	0,3	41,7	0,20	351
2019	23,4	35,5	6,5	23,4	10,3	0,9	44,5	0,20	214
IIIb. No	manuales	bajos							
2005	13,5	40,4	4,3	25,5	15,6	0,7	41,4	0,21	141
2019	33,3	28,6	1,0	30,5	5,7	1,0	46,6	0,16	105
		de la industr							
2005	12,7	31,9	3,5	21,4	29,5	1,0	39,2	0,25	1.121
2019	21,2	28,1	2,0	27,6	17,9	3,3	41,6	0,25	613
	o. Agriculto								
2005	17,8	19,8	7,1	23,9	24,9	6,6	39,0	0,25	197
2019	11,0	30,1	1,4	28,8	15,1	13,7	37,0	0,34	73
Total									
2005	16,3	36,8	4,2	19,8	21,7	1,2	41,6		2.300
2019	30,4	29,9	2,4	23,2	11,7	2,4	45,5		1.370
ISEI	66	46	41	31	27	18			
B. Cam	la. Profe-	utos entre 200	1Vab.	IIIb.	V VI VIIa	Ne VIII			
	sionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	Cuenta propia	No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res			
la	20,8	-26,9	1,6	10,4	-5,9	0,0			
Ib, II, IIIa	24,8	-15,7	-1,9	-1,8	-5,2	-0,3			
IVab	10,8	-6,4	-0,9	0,9	-5,1	0,6			
IIIb	19,9	-11,9	-3,3	4,9	-9,9	0,2			
V, VI, VIIa	8,5	-3,9	-1,5	6,2	-11,6	2,3			
lvc, VIIb	-6,8	10,3	-5,7	4,9	-9,8	7,1			
Total	14,0	-6,9	-1,8	3,4	-10,0	1,2			
		<del></del>							

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

Las hijas de agricultores (IVc, VIIb) son las únicas que se desvían de esta pauta común al resto de las clases. El prestigio medio de sus trabajos disminuye (en 2 puntos) como consecuencia de que llegan menos a profesionales en 2019 que en 2005, y llegan más a ocupaciones no manuales, por un lado; por otro, aunque también acceden menos a la clase de obreros industriales y más a la de trabajadores de comercio y servicios, también se quedan más en su clase de origen, que es la de menor prestigio de todas.

Estos cambios resultan estadísticamente significativos para todas las clases de origen. Resumiendo, podría decirse que en relación con 2005, las jóvenes de 26 a 35 años mejoraron sus destinos fuera cual fuera su clase de origen. Todas alcanzaron más destinos ocupacionales no manuales y, dentro de estos, más de profesionales y menos de trabajos técnicos y administrativos, excepto las hijas de agricultores, que solo aumentaron su presencia en los últimos. A cambio, fueron menos las ocupadas como obreras, si bien aumentaron en el comercio y los servicios. Por tanto, los augurios pesimistas se vieron, en general, desmentidos por la realidad, y ni las clases altas bajaron más que antes de la crisis, ni las clases medias y bajas subieron menos. Acertaron, curiosamente, con el pequeño grupo de las hijas de agricultores, que sí parecen haber subido menos que antes de la crisis. No parece, sin embargo, que salieran a la calle en su nombre las manifestaciones del 15M en 2011.

Miremos, en fin, ambos sexos conjuntamente, algo necesario para obtener una visión más ajustada de la realidad. El número de hombres y de mujeres con movilidad profesional es prácticamente igual en las muestras de 2005 y de 2019, lo cual significa que la probabilidad de trabajar o haber trabajado —condición para tener atribuida una profesión, actual o pasada— ha sido también más o menos la misma, por más que puedan haber sido distintas las tasas de paro. Como sus orígenes son asimismo iguales, las pautas de movilidad de ambos sexos conjuntamente son el promedio de las de cada uno por separado, como se puede ver en el cuadro 7. Así que para su descripción valen las mismas palabras que para la movilidad femenina, si bien atenuadas por la mayor estabilidad de la masculina.

En términos de prestigio, los vástagos de profesionales de alto nivel (clase la) lograron profesiones de valor equivalente en 2005 y en 2019; lo mismo ocurrió con los descendientes de agricultores. Los autónomos y los obreros industriales vieron aumentar el prestigio de las profesiones de sus hijos (el cambio es estadísticamente significativo), pero muy levemente. No hay dudas, en cambio, sobre los 4 y 5 puntos (en torno al 10 %) de mejora de las otras dos clases, la de los trabajadores no manuales medios y los trabajadores del comercio y los servicios. La mejora del conjunto, como ya quedó reflejado en el cuadro 2, fue de unos 3 puntos en la escala *ISEI*.

De los datos incluidos en el cuadro 7 se desprende que los incrementos de prestigio tienen como razón principal el aumento de los destinos a la clase de profesionales altos y la disminución a destinos de obreros industriales. Muy secundariamente actúan otros dos factores: uno es el crecimiento de los destinos a

MOVILIDAD PARTICULAR ABSOLUTA A LOS 26-35 AÑOS EN 2005 Y 2019 Y SUS CAMBIOS, AMBOS SEXOS, ESPAÑA (PORCENTAJES HORIZONTALES)

A. Movi		cular absoluta							
	Ia. Profe- sionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res	ISEI	Dif. con el ISEI de la (en propor- ción)	N
Ia. Prof	esionales								
2005	44,4	41,1	1,2	5,2	7,7	0,4	52,4		248
2019	52,4	24,9	1,7	14,8	6,1	0,0	52,9		229
Ib, II, III	la. No man	uales medios							
2005	20,6	46,9	3,7	8,8	19,7	0,3	44,8	0,15	748
2019	39,8	34,6	0,4	12,8	12,2	0,2	49,6	0,06	485
IVab. C	uenta prop	ia							
2005	11,7	29,4	15,6	15,5	27,1	0,7	39,9	0,24	742
2019	16,7	28,3	15,6	17,2	20,8	1,4	41,6	0,21	424
IIIb. No	manuales	bajos							
2005	11,8	34,0	5,6	23,1	24,9	0,6	39,7	0,24	321
2019	23,5	33,3	4,7	23,9	12,2	2,4	43,8	0,17	255
V, VI, VI	IIa. Obreros	s de la industr	ia						
2005	10,3	23,8	4,7	14,4	45,4	1,3	36,7	0,30	2.416
2019	15,0	21,7	4,1	20,9	35,6	2,6	38,1	0,28	1.271
IVc, VIII	b. Agriculto	res							
2005	12,3	14,4	6,9	14,1	35,9	16,4	34,6	0,34	390
2019	9,5	19,7	2,7	18,4	36,1	13,6	34,3	0,35	147
Total									
2005	14,1	29,0	6,3	13,8	34,6	2,2	39,2		4.865
2019	23,1	26,1	5,0	18,6	24,8	2,3	42,2		2.811
ISEI	66	46	41	31	27	18			
B. Cam		utos entre 200							
	Ia. Profe- sionales	Ib, II, IIIa. No manua- les medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No ma- nuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agriculto- res			
la	8,0	-16,2	0,5	9,6	-1,5	-0,4			
Ib, II, IIIa	19,2	-12,3	-3,3	4,0	-7,5	-0,1			
IVab	5 <u>,</u> 0	-1,1	-0 <u>,</u> 1	1,7	-6,3	0,7			
IIIb	11,7	-0,6	-0,9	0,9	-12,8	1,7			
V, VI, VIIa	4,8	-2,1	-0,6	6,5	-9,8	1,3			
lvc, VIIb	-2,8	5,4	-4,2	4,3	0,2	-2,8			
Total	9,0	-2,9	-1,3	4,8	-9,8	0,2			
Fuent	toci Elabora	sión propie s		J 5614	da 200E 1/ 20	10			

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

ocupaciones de comercio y servicios, cuyo prestigio es ligeramente mayor que el de los obreros industriales; y otro, que afecta casi únicamente a los hijos de trabajadores no manuales medios, es la disminución de estos mismos destinos. El fenómeno más importante que resulta a escala global es que crece en unos 9 puntos porcentuales el acceso a la clase de profesionales, mientras que disminuye en otros tantos el acceso a la de obreros industriales. Secundario es que crece en 5 puntos la clase de trabajadores del comercio y de los servicios, que se compensa con pequeñas menguas en trabajadores por cuenta propia y no manuales medios.

Estos son los hechos, descritos solo aproximadamente a partir de las muestras de las *ECV* de 2005 y 2019. Resultan más acordes con las expectativas optimistas de las teorías de la industrialización, o con las neutras de Erikson y Goldthorpe, que con las pesimistas del 15M o las del "ascensor social" averiado. Las optimistas aciertan en el conjunto y, al menos, en dos clases de origen, tan importantes como las de empleados del comercio y los servicios y las de autónomos y empresarios. Las pesimistas no aciertan en el conjunto, y tampoco en ninguna de las clases. Solo separando por sexos pueden invocar a su favor que les ha ido peor a los hijos de los profesionales altos y a las hijas de los agricultores. Es probable que los manifestantes del 15M de 2011 pensaran en los primeros (al fin y al cabo, eran ellos mismos) e improbable que pensaran en las segundas. Por último, los que ven el ascensor social desacelerando aciertan únicamente con las hijas de agricultores, en las que quizás nunca hayan pensado.

Estrictamente, con el análisis anterior obtiene respuesta la cuestión central de este estudio sobre las profesiones de los hijos en relación con las de los padres: globalmente son mejores; controlando el nivel de estudios, son más o menos iguales; controlando la categoría profesional de los padres, han mejorado entre 2005 y 2019, apenas entre los hombres y considerablemente entre las mujeres. Pero probablemente merece la pena continuar examinando los otros aspectos de la movilidad social, aun cuando no parezcan tan directamente relacionados con la proposición de sociología popular que hemos tomado como guía.

### 3.3.4.2. Movilidad particular relativa: apertura e igualdad

Hay una gran diferencia entre compararse consigo mismo en el pasado y compararse con otros en el mismo momento. Los científicos discrepan acerca de cuál de las dos comparaciones es más frecuente y cuál más importante, y lo mismo hacen moralistas y políticos. Para algunos, lo más importante es si se mejora o se empeora en el tiempo; para otros, si se mejora o se empeora con relación a los demás. Aquellos dan más importancia al crecimiento, estos a la desigualdad. Acabamos de ver que los destinos profesionales de los descendientes de las diversas clases mejoraron o, por lo menos, no empeoraron entre 2005 y 2019, pero eso no nos exime de ocuparnos de la desigualdad entre ellos. Esto es lo mismo que considerar la movilidad particular de modo relativo. Las ocupaciones de los sujetos de un

cierto origen, ¿se hacen más o menos semejantes a las ocupaciones de los sujetos de otros orígenes?

Estudiar la movilidad particular relativa es complicado porque cabe comparar entre sí cualesquiera clases de origen y, además, cabe hacerlo de varias maneras. Pero, dejando al margen esta multiplicidad, es un estudio sencillo porque todo consiste en restar o dividir la cifra correspondiente a cada origen por la de otro que se toma como referencia. A modo de ejemplo, la penúltima columna de los cuadros 5, 6 y 7 toma como referencia la clase de profesionales altos, mostrando que todas las otras clases están más cerca de ella entre los varones en 2019 que en 2005, pero no entre las mujeres.

Otra manera de ver la movilidad particular relativa consiste en poner el foco en cada clase de destino comparando al mismo tiempo todas las clases de origen. Se llama "apertura" a la medida en que una clase es accesible a todos los orígenes (es lo contrario de la "clausura", una propiedad que se atribuye preferentemente a las clases altas [Parkin, 1978]), pero también se la podría llamar, más a la moda, "inclusión" o "inclusividad". Podría parecer que basta con mirar verticalmente las tasas de los cuadros 5, 6 y 7 para poder apreciar qué clases son más abiertas o inclusivas, acogiendo porcentajes más iguales de todos los orígenes, y cuáles más cerradas, exclusivas o segregadoras, admitiendo porcentajes mucho mayores de sí mismas que de las demás. Pero es mejor atenerse a índices sintéticos.

Técnicamente, la apertura puede verse de dos maneras, como equiaccesibilidad y como igualdad. La equiaccesibilidad solo considera los porcentajes de llegada, mientras que la igualdad tiene en cuenta, además, el tamaño de las clases de origen. De los varios índices posibles, he escogido el más sencillo y común, el coeficiente de variación. En el cuadro 8 estimo, primero, la equiaccesibilidad, calculando el cociente entre la desviación típica (dt) y la media no ponderada (m); es decir, suponiendo igual el tamaño de las clases de origen. Después estimo la igualdad, para lo cual calculo el coeficiente de variación dividiendo la dt por m ponderando ambas por el tamaño de las clases de origen.

Los dos índices coinciden en que en 2005 eran más abiertas, más o menos a la par, las clases de trabajadores no manuales, empleados de comercio y servicios y obreros industriales; a continuación, en un lugar intermedio, se halla la de los profesionales altos; por último, las más cerradas son la de los trabajadores por cuenta propia y la de los agricultores. Entre 2005 y 2019 parecen haberse vuelto más abiertas las dos clases no manuales, en particular, la media, y también las clases de trabajadores del comercio y de los servicios y la de agricultores; se habrían vuelto, en cambio, más cerradas o exclusivas las de los trabajadores por cuenta propia y los obreros.

Separando por sexos, se aprecian diferencias en dos clases. Una es la de profesionales altos (Ia), que se ha hecho más abierta entre los varones, pero no entre

### MOVILIDAD RELATIVA PARTICULAR (APERTURA) A LOS 26-35 AÑOS EN 2005 Y 2019 Y SUS CAMBIOS, POR SEXO, ESPAÑA

1. Varones						
1. Valuites			EGP de de	stino		
	la. Profe- sionales	Ib, II, IIIa. No manuales medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No manuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agricultores
A. Equiaccesibilidad		e destino				
Media no ponderada						
2005	16,8	25,4	8,2	8,8	35,6	5,2
2019	18,9	24,8	7,4	13,3	31,7	3,9
DT no ponderada	15.4	17.0	7.5	6.6	170	10.4
2005	15,4	13,0	7,5	6,6	17,2	10,4
2019	13,7	11,0	9,0	4,3	18,7	5,5
Coef. de variación (* 2005		0.51	0.00	0.75	0.40	2.02
2005	0,92 0.73	0,51 0.44	0,92 1,21	0,75 0,33	0,48 0,59	2,02 1,41
B. Igualdad de acces	-, -	- ,	1,21	0,55	0,59	1,41
Media ponderada	o a las clases u	ie destillo				
2005	12,0	22,0	8,2	8,5	46,1	3.1
2019	15,9	22,5	7,5	14,2	37,4	3,1 2,5
DT ponderada	.0,0		-,0	,_	0.7.	_,5
2005	8,8	10,2	6,3	4.0	15,0	6,7
2019	10,6	8,8	7,6	2,8	16,2	3,1
Coef. de variación	,	•	•	,	•	,
2005	0,73	0,46	0,77	0,47	0,32	2,14
2019	0,67	0,39	1,01	0,20	0,43	1,23
2. Mujeres						
			EGP de de	estino		
	Ia. Profe- sionales	Ib, II, IIIa. No manuales medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No manuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agricultores
A. Equiaccesibilidad	de las clases de	e destino		,,,,,,		
Media no ponderada	a (*)					
2005	20,2	38,5	4,3	18,7	16,8	1,5
2019						
	33,2	29,4	2,4	22,9	8,9	3,1
DT no ponderada	·	,	,	22,9	·	3,1
2005	11,2	11,2	2,6	22,9 7,5	8,9	3,1 2,5
2005 2019	11,2 19,0	,	,	22,9	·	3,1
2005 2019 Coef. de variación (*	11,2 19,0 *)	11,2 6,6	2,6 2,1	22,9 7,5 7,8	8,9 6,8	3,1 2,5 5,3
2005 2019 Coef. de variación (* 2005	11,2 19,0 *) 0,56	11,2 6,6 0,29	2,6 2,1 0,60	22,9 7,5 7,8 0,40	8,9 6,8 0,53	3,1 2,5 5,3 1,72
2005 2019 Coef. de variación (*	11,2 19,0 *)	11,2 6,6	2,6 2,1	22,9 7,5 7,8	8,9 6,8	3,1 2,5 5,3
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019	11,2 19,0 *) 0,56	11,2 6,6 0,29	2,6 2,1 0,60	22,9 7,5 7,8 0,40	8,9 6,8 0,53	3,1 2,5 5,3 1,72
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada	11,2 19,0 *) 0,56 0,57	11,2 6,6 0,29 0,22	2,6 2,1 0,60 0,91	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34	8,9 6,8 0,53 0,76	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada 2005	11,2 19,0 *) 0,56 0,57	11,2 6,6 0,29 0,22 36,8	2,6 2,1 0,60 0,91	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34	8,9 6,8 0,53 0,76	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada 2005 2019	11,2 19,0 *) 0,56 0,57	11,2 6,6 0,29 0,22	2,6 2,1 0,60 0,91	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34	8,9 6,8 0,53 0,76	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada 2005 2019 DT ponderada	11,2 19,0 *) 0,56 0,57 16,3 30,4	11,2 6,6 0,29 0,22 36,8 29,9	2,6 2,1 0,60 0,91 4,2 2,4	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34 19,8 23,2	8,9 6,8 0,53 0,76 21,7	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69 1,2 2,4
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada 2005 2019 DT ponderada 2005	11,2 19,0 *) 0,56 0,57 16,3 30,4	11,2 6,6 0,29 0,22 36,8 29,9	2,6 2,1 0,60 0,91 4,2 2,4	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34 19,8 23,2 4,9	8,9 6,8 0,53 0,76 21,7 11,7	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69 1,2 2,4
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada 2005 2019 DT ponderada 2005 2019	11,2 19,0 *) 0,56 0,57 16,3 30,4	11,2 6,6 0,29 0,22 36,8 29,9	2,6 2,1 0,60 0,91 4,2 2,4	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34 19,8 23,2	8,9 6,8 0,53 0,76 21,7	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69 1,2 2,4
2005 2019 Coef. de variación (* 2005 2019 Media ponderada 2005 2019 DT ponderada 2005	11,2 19,0 *) 0,56 0,57 16,3 30,4	11,2 6,6 0,29 0,22 36,8 29,9	2,6 2,1 0,60 0,91 4,2 2,4	22,9 7,5 7,8 0,40 0,34 19,8 23,2 4,9	8,9 6,8 0,53 0,76 21,7 11,7	3,1 2,5 5,3 1,72 1,69 1,2 2,4

Cuadro 8 (continuación)

### MOVILIDAD RELATIVA PARTICULAR (APERTURA) A LOS 26-35 AÑOS EN 2005 Y 2019 Y SUS CAMBIOS, POR SEXO, ESPAÑA

3. Ambos sexos							
	EGP de destino						
	Ia. Profe- sionales	Ib, II, IIIa. No manuales medios	IVab. Cuenta propia	IIIb. No manuales bajos	V, VI, VIIa. Obreros industriales	IVc, VIIb. Agricultores	
A. Equiaccesibilidad		e destino					
Media no ponderada	` '						
2005	18,5	31,6	6,3	13,5	26,8	3,3	
2019	26,2	27,1	4,9	18,0	20,5	3,4	
DT no ponderada							
2005	13,2	11,8	5,0	6,1	13,0	6,4	
2019	16,6	6,1	5,5	4,0	12,8	5,1	
Coef. de variación (**							
2005	0,71	0,37	0,79	0,45	0,49	1,96	
2019	0,63	0,22	1,12	0,22	0,62	1,53	
B. Igualdad de acces	o a las clases d	le destino					
Media ponderada							
2005	14,1	29,0	6,3	13,8	34,6	2,2	
2019	23,1	26,1	5,0	18,6	24,8	2,3	
DT ponderada	7.0			~ ~	10.0	4.0	
2005	7,9	9,4	4,1	3,7	12,0	4,2	
2019	12,8	5,4	4,7	3,5	11,5	2,8	
Coef. de variación							
2005	0,56	0,32	0,65	0,27	0,35	1,94	
2019	0,55	0,21	0,94	0,19	0,46	1,21	

Notas: (\*) Las medias y las desviaciones típicas son porcentajes.

(\*\*) Coeficiente de variación: desviación típica / media.

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

las mujeres; otra es la de trabajadores del comercio y los servicios, que se hizo más abierta para los varones y más cerrada para las mujeres. Así pues, lo dicho para el conjunto de la población vale para los hombres, pero no para las mujeres. Entre estas, solo dos clases, la de ocupaciones no manuales y la de agricultores, se hicieron más equiaccesibles o más iguales. Dado que la clase de los agricultores es residual (entre el 1 % o el 2 % de las entrevistadas), puede decirse que la apertura tendió a dominar entre los hombres y la clausura, entre las mujeres.

Al contrario de lo ocurrido con la movilidad absoluta (el acceso a las distintas clases), en materia de desigualdad los datos hablan tanto a favor como en contra de los que esperan que la desigualdad de acceso a las diversas clases aumente o disminuya. Según se expuso antes, entre 2005 y 2019 mejoraron los destinos profesionales de los jóvenes de todas las clases de origen (excepto los de los hijos de profesionales y las hijas de agricultores); pero, como acabamos de ver, no lo hicieron en igual medida, sino que unas clases se hicieron de acceso más igual (trabajadores no manuales y trabajadores del comercio y de los servicios) y otras, de acceso más desigual (cuenta propia y obreros, más profesionales altos, comercio y

servicios entre las mujeres). La clase de profesionales altos resulta particularmente llamativa. Por un lado, acogió a menos varones, pero de modo más igual, pues disminuyó el acceso de los de su propia clase; por otro, admitió a más mujeres, pero de modo más desigual, pues aumentó su hospitalidad hacia las de su propia clase, restringiéndola incluso para las hijas de campesinos.

### 3.3.4.3. Movilidad global relativa

Hasta ahora se ha examinado la medida en que las narrativas sobre la movilidad profesional han acertado en el período 2005-2019 en España para las clases ocupacionales en particular. Queda mirar si han acertado para el conjunto de las clases, es decir, para todo el país. Se amplía ahora la pregunta al conjunto de la tabla de movilidad, pues la movilidad global no es más que el conjunto de las movilidades particulares. Las cuestiones que se plantean bajo el concepto de movilidad global son las siguientes. ¿En qué medida depende el conjunto de los destinos profesionales del conjunto de los orígenes? ¿En qué medida aumentó o disminuyó esta dependencia global entre 2005 y 2019?

La respuesta "aumentó" es frecuente entre los que lamentan la avería del ascensor social, pero no tiene apoyos muy firmes. Tomemos como ejemplo el estudio de la OCDE (OECD, 2018), que, en su mayor parte, entiende por movilidad social la movilidad de ingresos, para la que sería mucho más adecuado el término "económica". Aun así, resulta que España es uno de los países con mayor movilidad de renta, solo superada por los cuatro países nórdicos, de lo que habría que concluir que al menos el ascensor económico español no ha sufrido graves daños. La OCDE trata brevemente de la movilidad profesional, según la cual España queda solo un poco por debajo de la media de la OCDE, de lo que se desprende que nuestro ascensor está tan averiado como cualquier otro. Lamentablemente, es un dato que no vale mucho. Proviene de la Encuesta Social Europea, cuya muestra es tan pequeña que la OCDE se ve compelida a no solo tomar la población de todas las edades, sino a agregar los datos de aproximadamente quince años (OECD, 2018: 182).

Los especialistas probablemente se debatirían entre las respuestas "quedó igual" y "disminuyó", extrapolando lo encontrado en otras partes. El aumento de la movilidad social fue una de las proposiciones básicas de las teorías de la modernización desde sus primeras formulaciones, compartida por la inmensa mayoría de la opinión, o, dicho de otro modo, de la sociología popular. La pusieron en cuestión Erikson y Goldthorpe en su *magnum opus* de 1992, llamado significativamente *El flujo constante*, que no encontró cambios en numerosos países de Europa entre los hombres nacidos en la primera mitad del siglo XX. Pero la han vuelto a reivindicar estudios posteriores, como los editados por Breen (2004) o Breen y Müller (2020).

Para mayor complicación, los resultados dependen, en parte, de definiciones y métodos. La distinción más importante se da entre movilidad relativa simple y

fluidez social, o movilidad doblemente relativa (Carabaña, 1999: 102). La diferencia entre ambas estriba en que las medidas de asociación que reflejan la primera (como la r de Pearson) dependen de la distribución de los marginales de origen y destino, mientras que las medidas de la fluidez social eliminan esta influencia dejando algo así como la asociación *pura* (Hauser, 1978; Goodman, 1979); es decir, la asociación que habría si ni orígenes y ni destinos hubiesen cambiado de composición.

En la estimación de la movilidad relativa simple, el uso de correlaciones permite incluir más de una variable en la descripción del origen social, dando lugar a modelos de "logro de estatus" (Blau y Duncan, 1967), que, además, suelen sustituir las clases profesionales por el prestigio de las profesiones. La investigación con modelos de logro de estatus parece haber confirmado la hipótesis de que la movilidad relativa ha ido aumentando con el tiempo. El ambicioso trabajo de Ganzeboom y Treiman (2007) incluye datos de 43 países de distinto nivel de desarrollo obtenidos de 331 encuestas aplicadas entre 1947 y 2003, organizados en cohortes quinquenales de entrada al trabajo y en grupos decenales de experiencia laboral (un total de 1.436 "contextos" distintos). Para cada uno de ellos los autores calcularon un indicador de persistencia intergeneracional del estatus ocupacional (adscripción). El indicador decrece con el desarrollo económico, tanto si se comparan países como si se mira a la evolución en cada uno de ellos (Ganzeboom y Treiman, 2007: 33).

Por lo que respecta a España, Carabaña (1993) y Rodríguez Menés (1993) encontraron con datos del CIS que a lo largo del tiempo se habían debilitado los procesos de transmisión intergeneracional de estatus. Más precisamente, Carabaña (1999), con la muestra mucho mayor de la *ESD*, encontró que la dependencia entre el prestigio profesional y el origen social se mantuvo entre los hombres constante a lo largo de las cohortes más viejas (correlaciones de 0,5), alcanzando un máximo entre los nacidos tras la guerra de 1936-1939, para luego descender (r de 0,47) hasta los nacidos en los años cincuenta. Entre las mujeres, la movilidad fue siempre mayor que entre los hombres y, si exceptuamos una disminución en la cohorte de nacidas entre 1941 y 1945, se mantuvo constante (r de 0,44). Parece que esta ligera tendencia a la disminución de la dependencia entre padres e hijos ha continuado después, pues con las *ECV* las correlaciones bajan a 0,38 entre los hombres y a 0,34 entre las mujeres en las últimas cohortes de nacimiento (hasta 1990).

¿Qué ocurre si, en vez de cohortes de nacimiento, comparamos las mismas edades en distintos periodos? En el cuadro 9 se presenta, para 2005 y 2019, el coeficiente de correlación de Pearson entre clases de origen y de destino a la edad de 26-35 años, de nuevo calculado con datos de la *ECV*. Se observa que la movilidad relativa global no varió entre los varones, pero disminuyó entre las mujeres (la diferencia es estadísticamente significativa), cuyos destinos dependían más de sus orígenes en 2019 que en 2005. La disminución de la movilidad relativa femenina no es tan grande que pueda decirse que también disminuyó en el conjunto de la población.

Cuadro 9 MOVILIDAD GLOBAL RELATIVA, ESPAÑA, 200	05 Y 2019	
	2005	2019
1. Simple: coeficientes de correlación de Pearson		
Ambos sexos	0,321	0,349
Varones	0,368	0,369
Mujeres	0,278	0,338
2. Simple: modelo de logro de estatus (SAT), con ISE independientes (correlaciones múliples)	I paterno y estudios pare	ntales como
Ambos sexos	0,352	0,394
Varones	0,371	0,385
Mujeres	0,343	0,396
3. Fluidez social: $G^2$ con $n = 2.000$		
Ambos sexos	366	399
Varones	525	532
Mujeres	247	372

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

Los datos de las *ECV* alcanzan para ampliar el estudio de la movilidad global relativa estimando modelos de logro de estatus. Las seis clases profesionales de la tabla de movilidad se sustituyen por el prestigio de las ocupaciones, tanto paternas como filiales, y al origen social se le añaden, además, los estudios parentales (los de ambos progenitores). En lugar de correlaciones simples, ahora se calculan correlaciones múltiples. Son algo mayores que las simples, pero llevan a la misma conclusión: dependencia invariable entre los hombres, y mayor entre las mujeres en 2019 que en 2005, con la consecuencia de que también aumentó la dependencia (y disminuyó la movilidad relativa) en el conjunto de la población.

Así pues, no sabemos decir si entre 2005 y 2019 aumentó la dependencia entre orígenes y destinos profesionales en el conjunto de la población, pero sí que no varió entre los hombres y que aumentó ligeramente (el cambio llega justo a la significatividad estadística) entre las mujeres. De ser cierto esto último, se habría producido la ruptura de una tendencia que venía del siglo XX, lo que apoyaría parcialmente los pronósticos pesimistas sobre la transmisión del estatus profesional.

La fluidez social se convirtió en los años noventa en la *movilidad social* por antonomasia y sobre ella tratan la mayor parte de los estudios. Erikson y Goldthorpe (1992) encontraron que su magnitud no dependía del grado de industrialización de los países. Sin embargo, con datos obtenidos hasta los años noventa en once países europeos, los estudios editados por Breen (2004) encontraron que la fluidez se había mantenido en Gran Bretaña, Israel o Alemania, había aumentado en Francia, Países Bajos y Suecia, y no mostraba una pauta clara en el resto. En una síntesis de estos estudios, sus autores se inclinan por concluir que hay una tendencia generalizada hacia el aumento de la fluidez social (Breen y Luijkx, 2004: 389).

En cuanto a España, los primeros estudios parecieron apoyar la hipótesis de la constancia de la fluidez social (Carabaña, 1999; Echevarría, 1999; Marqués Perales y Herrera-Usagre, 2010) entre los hombres y de disminución entre las mujeres (Carabaña, 1999). Los más recientes, en cambio, aconsejan apostar por la hipótesis de un cierto aumento entre los hombres (en torno al 15 %) y uno mucho más fuerte (en torno al 30 %) entre las mujeres (Fachelli y López-Roldán, 2015, Gil-Hernández, Marqués-Perales y Fachelli, 2017; Gil-Hernández, Bernardi y Luijkx, 2020; López-Roldán y Fachelli, 2022).

Los estudios por cohortes de nacimiento, como ya se ha dicho más arriba, tienen dificultades para enlazar las encuestas (particularmente la ESD y las ECV) y el problema de confundir edad con periodo. ¿Qué obtenemos de las ECV comparando la misma edad juvenil (26-35 años) en 2005 y 2019? El estadístico pertinente para la fluidez social es el ji cuadrado de razones de verosimilitud, o G2, que compara los resultados observados y los esperados en caso de independencia entre orígenes y destinos (fluidez perfecta); pero como su magnitud depende del tamaño de la muestra, hay que igualar este para hacer comparaciones. He elegido el tamaño de 2.000, para el cual, como se ve en el cuadro 9, el valor del estadístico para los hombres es de 525 en 2005 y de 532 en 2019, lo que debe interpretarse como constancia. Entre las mujeres, en cambio, el valor pasa de 247 a 372, un aumento a primera vista importante. Para ambos sexos, el valor del indicador aumenta de 365 a 396. Para saber si la diferencia entre los dos años es estadísticamente significativa, se ajusta a las tablas un modelo loglinear: si la asociación entre orígenes y destinos fuera la misma, las tablas se podrían reproducir por medio de un único modelo y no habría interacción con la fecha. No es el caso, pues la G<sup>2</sup> resultante de comparar los valores producidos por este modelo único y los observados es estadísticamente significativa<sup>14</sup>. Debemos concluir, por tanto, que la fluidez social disminuyó entre 2005 y 2019 entre las mujeres y, como consecuencia, en el conjunto de la población. Una medición más simple es la suma no ponderada de los residuos logarítmicos (Carabaña, 1999: 260), que lleva a la misma conclusión, pues también aumentó, de 17,33 a 21,5, en el conjunto de la población.

Los resultados de estudiar la fluidez social son, pues, paralelos a los de estudiar la movilidad global relativa simple. Los estudios por cohortes indican un aumento, la comparación entre 2005 y 2019 apunta a una disminución entre las mujeres. Este incremento de la dependencia de las profesiones entre padres e hijas no debe tomarse como una tendencia secular, ni siquiera a lo largo del siglo XXI. Pero significa una ruptura de la tendencia previa al aumento de la fluidez social, dando en este punto la razón a quienes pronosticaron un aumento de la rigidez social.

<sup>14</sup> También para los varones, entre los que no significa cambio de magnitud, sino solo de diferencias entre celdas.

### 162

### 3.3.4.4. Movilidad global absoluta

Vayamos, por último, a la movilidad global absoluta, el cuarto y último tipo de movilidad que nos queda por observar. Es el más sencillo de todos y responde literalmente a la cuestión de cuántos jóvenes comparten la clase profesional de sus padres y cuántos están en una distinta. Pero eso es solo el comienzo, pues a continuación viene la pregunta de cuántos están en una clase más alta (movilidad ascendente) y cuántos en una clase más baja (movilidad descendente). ¿Son ahora más los segundos que los primeros? En todo caso, ¿hay menos jóvenes con mejores profesiones que sus padres y más con profesiones peores?

Es posible pensar en un ascensor averiado que simplemente trabaja menos y traslada menos gente de todos lados. El resultado sería un aumento de la *herencia* (alcanzar la misma clase social que los padres) y una disminución de la movilidad total. La OCDE se lo toma en algún momento de este modo y ofrece un gráfico en que parece que la movilidad total disminuye (OECD, 2018: 186), pero con bases poco sólidas, como ya se ha indicado. Pero no está la OCDE sola en el tratamiento descuidado de la movilidad absoluta, generalmente despreciada por los estudiosos por su aparente sencillez.

Comenzamos, pues, por dividir el conjunto de la población en dos categorías, "inmóviles" y "móviles", y continuamos separando entre estos últimos a los que

Cuadro 10			
Movilidad Global Absolut/ Y 2019 (Porcentajes)	A, ASCENDENTE,	DESCENDENTE	Y TOTAL EN 2005
	2005	2019	Diferencia 2005-2019
Ascendente			
Ambos sexos	46,0	51,7	5,7
Varones	35,7	41,3	5,6
Mujeres	57,5	62,4	4,9
Descendente			
Ambos sexos	16,8	16,7	-0,1
Varones	18,9	20,0	1,1
Mujeres	14,3	13,5	-0,8
Total			
Ambos sexos	62,8	68,4	5,6
Varones	54,6	61,3	6,7
Mujeres	71,8	75,9	4,1
Inmóviles			
Ambos sexos	37,2	31,6	-5,6
Varones	45,4	38,7	-6,7
Mujeres	28,2	24,1	-4,1

Fuentes: Elaboración propia con datos de las ECV de 2005 y 2019.

suben de los que bajan. Como puede verse en el cuadro 10, en 2005 la movilidad ascendente era mucho mayor que la descendente: aproximadamente el doble entre los hombres (35,7 % y 18,9 %, respectivamente), el cuádruple entre las mujeres (57,5 % vs. 14,3 %) y aproximadamente el triple en el conjunto de la población (46 % vs. 16,8 %). En 2019 la movilidad ascendente había aumentado en unos 5 puntos tanto entre los hombres como entre las mujeres; no disminuyó, en cambio, la movilidad descendente, sino el porcentaje de inmóviles, esto es, los que se mantuvieron en la misma clase de sus padres.

El estudio de la movilidad absoluta no tiene por qué detenerse en esta partición en tres categorías, sino que puede continuar hasta examinar la aportación de cada clase a cada tipo de movilidad. El punto está en que la clase de profesionales solo tiene movilidad descendente y la de los agricultores (a los que bien pueden añadirse los obreros industriales) solo la tiene ascendente. Las clases intermedias la tienen de ambos tipos. En general, cuanto más baja la clase, mayor su aportación a la movilidad ascendente, y cuanto más alta, mayor su contribución a la descendente.

Ahora bien, si eso es así, para evaluar el aumento de la movilidad ascendente hay que tener en cuenta su tendencia a disminuir a medida que se reduce el tamaño de las clases bajas. Supongamos que el 40 % de los hijos de obreros son móviles ascendentes; si en el tiempo t los obreros son el 50 % de la población, aportan veinte puntos porcentuales a la movilidad ascendente total; si en el tiempo t+1 son el 40 % de la población, su aportación queda reducida a 16 puntos. Lo mismo ocurre con la movilidad descendente: a medida que la clase de profesionales aumenta, aumenta también su aportación a la movilidad descendente, aun con las mismas tasas de movilidad particular. Con una tasa del 40 % de movilidad descendente aportarían cuatro puntos a la movilidad descendente cuando representan el 10 % de la población, pero ocho puntos cuando son el 20 %. En general, con tasas de movilidad particular constantes, el mayor tamaño de las clases altas aumenta la movilidad descendente y la reducción del tamaño de las clases bajas disminuye la movilidad ascendente. Es una consecuencia del cambio estructural, no de averías en el ascensor social.

No se trata solo, pues, de que en España se haya incrementado la movilidad ascendente entre 2005 y 2019, sino de que este aumento se ha producido contra una tendencia resultante de la mejora de las profesiones. En lo que respecta a la movilidad absoluta global, por tanto, los pronósticos sobre la disminución de los móviles ascendentes distan mucho de haberse cumplido.

#### 3.4. RESUMEN Y ESBOZO DE DISCUSIÓN

Tomando como guía o pretexto el lugar común de que los jóvenes de hoy van a vivir peor que sus padres, en este trabajo se ha examinado hasta qué punto esto

ha sido así entre los jóvenes que tenían entre 26 y 35 años en 2005 y 2019, pero atendiendo a sus profesiones u ocupaciones, y no a sus ingresos. Este cambio del objeto de estudio implica comparar la movilidad social en ambas fechas. Como la edad es la misma, las diferencias tienen que deberse a las características de las cohortes (en 2019 su tamaño se ha reducido en un tercio) y del período de formación e incorporación al trabajo, que comienza, aproximadamente, unos veinte años antes de la fecha de las encuestas.

Puede entenderse de varios modos la afirmación de que los jóvenes tendrán peores profesiones que sus padres. Se han examinado sucesivamente tres de estos posibles modos o sentidos: en conjunto, con relación a los estudios y con relación a las profesiones de sus propios padres.

En primer lugar, la comparación de las profesiones de los jóvenes con las de sus padres en conjunto permite concluir que las de estos son mejores, un resultado poco sorprendente, que simplemente confirma el consabido crecimiento de las profesiones no manuales, particularmente entre las mujeres. El análisis también arroja indicios, que cambian con el método utilizado, de un aumento de la desigualdad, o mejor, de la bipolarización, pero tan ligero que ha parecido imprudente pronunciarse al respecto.

En segundo lugar, se han comparado las profesiones de los hijos con las de sus padres a igualdad de nivel de estudios. Esta es la fatigada cuestión de la relación entre estudios y profesiones, dejando de lado el paro. El resultado ha sido que la relación entre estudios y profesiones se ha mantenido aproximadamente constante desde la última década del siglo pasado. En conjunto, no parece haber habido en las tres décadas que van de 1990 a 2019 una devaluación de los títulos en términos profesionales. Las profesiones filiales, pues, no solo son mejores que las paternas, sino que no han sido más costosas de adquirir en términos de titulaciones académicas<sup>15</sup>. Es un resultado sumamente importante por varias razones. Una es que contradice tanto las predicciones optimistas (las menos) como las pesimistas (las más). Otra es que libera a nuestras escuelas de muchas de las críticas de que son objeto habitual desde el punto de vista del mercado de trabajo, tales como lo mal estructurado de los niveles, la falta de relación entre las enseñanzas y la vida real o la desconexión entre la escuela y el mundo del trabajo. Una tercera es que, si los ingresos laborales de los jóvenes están más o menos estancados desde principios de los noventa, lo devaluado no son los títulos académicos, sino los puestos de trabajo; o, lo que es lo mismo, el estancamiento de la productividad no se debería a los estudios, sino a la organización de la producción.

En tercer lugar, se han comparado las profesiones de los hijos con las de sus padres, pasando propiamente al estudio de la movilidad profesional en sus cuatro conceptos o variantes.

<sup>15</sup> Otra cosa, aquí desdeñada pero no desdeñable, es que los títulos académicos cuesten cada vez más años de estudio

La última en ser considerada ha sido la más simple, la movilidad absoluta global. Ha mejorado claramente entre 2005 y 2019, con unos 6 puntos porcentuales más de "móviles ascendentes", más o menos los mismos "móviles descendentes", y menos "inmóviles", tanto entre hombres como entre mujeres. En los últimos tiempos, el empeoramiento de la movilidad absoluta en los países de la OCDE ha sido causa de desvelos para esta organización (OECD, 2018: 186). Muy probablemente se trata de una reacción precipitada por dos razones. La primera es que los datos en que se basa son muy insuficientes. La segunda es que en el descenso de la movilidad ascendente y el aumento de la movilidad descendente hay un componente que es consecuencia de la terciarización de las economías y, en particular, del crecimiento de las clases profesionales y técnicas (Carabaña, 1999; Bukodi et al., 2015: 105; Goldthorpe, 2016); solo restando este componente se evita la confusión entre la movilidad descendente y el deterioro de las oportunidades de los jóvenes respecto a sus padres, que no se mide con la movilidad global, sino con las tasas de movilidad particular. En todo caso, debería aliviar siguiera un poco la inquietud de la OCDE el hecho de que, en este extremo de Europa, la proporción de población con profesiones meiores que las de sus padres ha aumentado incluso en el período de la Gran Recesión.

Por movilidad global relativa se entiende la dependencia entre el conjunto de los orígenes y de los destinos, es decir, el grado en que las profesiones filiales dependen de las paternas, dejando de lado si son mejores o peores. La hemos medido de dos maneras, una más simple, que tiene en cuenta el cambio en el tamaño de las categorías profesionales, y otra que lo deja de lado, técnicamente llamada "fluidez social". Ambas parecen haber ido en paralelo, manteniéndose igual entre los hombres y disminuyendo entre las mujeres, aunque no tanto que haya producido una disminución clara en el conjunto de la población. La movilidad relativa global de las mujeres es mayor que la de los hombres, pero parece como si la diferencia se fuera estrechando. En este punto, los resultados parecen apoyar los pronósticos pesimistas, más si cabe teniendo en cuenta que la tendencia parece haber sido descendente en períodos anteriores.

Antes de la movilidad global se ha examinado la movilidad particular desde el punto de vista de las clases de origen. El resultado principal en cuanto a la movilidad de los hombres es que varió poco, empeorando la de los hijos de profesionales y mejorando la de los hijos de trabajadores técnicos y obreros de los servicios y la industria. De dar por real el incremento de la movilidad descendente de los hijos de profesionales, tendrían estos razón al decir, no ya que van a tener peores profesiones que sus padres (esto siempre es así y no puede ser de otro modo), sino que el deterioro es algo mayor en 2019 que en 2005. No deberían hablar, en cambio, en nombre de sus coetáneos de orígenes más humildes, que o quedaron igual o mejoraron algo. En cuanto a la movilidad femenina, lo que destaca es que mejoró de modo notable la de todas las clases de origen, salvo la de las hijas de agricultores. Aquí no basta con reconocer la obviedad de que las profesiones de las hijas son mucho mejores que las de los padres, sino que es obligado admitir que la distancia

con sus progenitores se incrementó, y mucho, entre 2005 y 2019. Salvo por los hijos de profesionales y las hijas de agricultores, los resultados desmienten todas las conjeturas sobre averías, de un tipo u otro, en el ascensor social. Este puede considerarse, desde el punto de vista de la sociología, tanto la popular como la académica, el resultado más importante de este estudio, junto con el del aumento de la movilidad ascendente. Las noticias sobre averías en el ascensor social, ya exageradas para el período 1991-2005, siguen siéndolo para el período 2005-2019.

Por último, merecidamente por ser menos importante, he examinado la movilidad particular en términos relativos. La cuestión más interesante desde este punto de vista es la de si las clases de destino se hacen más o menos equiaccesibles. Hay una paradoja (solo aparente, claro) entre accesibilidad y equiaccesibilidad. Entre 2005 y 2019 mejoraron, o al menos no empeoraron, los destinos profesionales de los y las jóvenes de todas las clases de origen (excepto los de los hijos de profesionales y las hijas de agricultores); pero como no lo hicieron en igual medida, el acceso se hizo más igual entre los hombres, pero no entre las mujeres. La clase de profesionales altos parece ser la que más influyó en esto, pues, por un lado, acogió a menos varones de su propia clase, aumentando así la igualdad de acceso, y, por otro, admitió a más mujeres de su propia clase, aumentando así la desigualdad de acceso a ella. En conjunto, el análisis de la evolución de la apertura de las clases de destino no dirime entre unos y otros pronósticos, y deja amplio margen para posteriores indagaciones.

Al tratar por separado hombres y mujeres, puede dar la impresión de que hay dos mercados de trabajo, o dos estructuras de destinos profesionales. Pero es una impresión falsa: hay un espacio único común a ambos sexos, en el que compiten individuos. Visto así, resulta notable que en esta competencia las mujeres superen a los varones. Entre lo más llamativo de los resultados expuestos está, sin duda, la diferencia entre los destinos de hombres y mujeres, muy favorable a las mujeres, y muy superior en 2019 respecto a 2005. ¿Cómo explicar los desplazamientos que elevan la proporción femenina de profesionales hasta 29 %, mientras que la masculina se queda en el 15,4 %? Más en concreto, llama la atención que los hijos de profesionales se lleven la peor parte, y sus hermanas, la mejor. Si los puestos que se ofertan son más o menos fijos, obviamente las mujeres han competido con gran éxito.

#### REFERENCIAS

- ACEMOGLU, D. y AUTOR, D. (2011). Skills, tasks and technologies: implications for employment and earnings. En D. CARD y O. ASHENFELTER, eds., *Handbook of labor economics. Volume 4, part B.* (pp. 1.043-1.171). San Diego, Amsterdam: North Holland.
- ALBERTINI, M., BALLARINO, G. y DE LUCA, D. (2020). Social class, work-related incomes, and socioeconomic polarization in Europe, 2005–2014. *European Sociological Review, 36*, 4, pp. 513-532.
- AUTOR, D. H. y DORN, D. (2013). The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market. *American Economic Review, 103*, 5, pp. 1.533-1.597.

- AUTOR, D. H., KATZ, L. F. y KEARNEY, M. S. (2006). The polarization of the US labor market. *American Economic Review*, 96, 2, pp. 189-194.
- BÉDUWÉ, C. y PLANAS, J. (2003). Expansión educativa y mercado de trabajo. Madrid: Instituto Nacional de Empleo.
- BENTOLILA, S. (2011). La rentrée laboral. Nada es gratis. https://nadaesgratis.es/bentolila/la-rentree-laboral
- BLAU, P. M. y DUNCAN, O. D. (1967). *The American occupational structure*. Nueva York: John Wiley and Sons
- BOLDRIN, M., CONDE RUIZ, J. I. y DÍAZ GIMÉNEZ, J. (2010). Eppur si muove! Spain: growing without a model. *Documento de Trabaio*. 2010-11. Fedea.
- BRAVERMAN, H. (1998 [1974]). Labor and monopoly capital: the degradation of work in the twentieth century. Nueva York: Monthly Review Press.
- BREEN, R., ed. (2004). Social mobility in Europe. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, R. y Luijkx, R. (2004). Conclusions. En R. Breen, ed., *Social mobility in Europe* (pp. 383-410). Oxford: Oxford University Press.
- Breen, R. y Müller, W., eds. (2020). Education and intergenerational social mobility in Europe and the United States. Redwood City: Stanford University Press.
- BUKODI, E., GOLTHORPE, J. H., WALKER, L. y KUHA, J. (2015). The mobility problem in Britain: new findings from the analysis of birth cohort data. *British Journal of Sociology, 66*, 1, pp. 93-117.
- CARABAÑA, J. (1993). Desigualdad económica y movilidad social. En Fundación Argentaria, ed., I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza. Volumen V. Estructura social y movilidad (pp. 7-34). Madrid: Fundación Argentaria.
- CARABAÑA, J. (1996). ¿Se devaluaron los títulos? Revista Española de Investigaciones Sociológicas, 75, pp. 173-213.
- CARABAÑA, J. (1999). Dos estudios sobre movilidad intergeneracional. Madrid: Fundación Argentaria-Visor.
- CARABAÑA, J. (2020). El ascensor social se aceleró. Mejoras en la movilidad particular de clase durante el último ciclo económico en España. En O. SALIDO y S. FACHELLI, eds., *Perspectivas y fronteras en el estudio de la desigualdad social: movilidad social y clases sociales en tiempos de cambio* (pp. 271-300). Madrid: CIS.
- CARABAÑA, J. (2022). La movilidad de renta en España según el Atlas de Oportunidades. *Papeles*, nº 11. Fundación Felipe González.
- CARABAÑA, J. y SALIDO, O. (2010). Sobre la difusa relación entre empleo y pobreza: España en el cambio de siglo. *Panorama Social*, 12, pp. 15-28.
- CHAUVEL, L. (2006). Les nouvelles générations devant la panne prolongée de l'ascenseur social. *Revue de l'OFCE*, 96, 1, pp. 35-50.
- DÍEZ GARCÍA, R. y LARAÑA, E. (2017). Democracia, dignidad y movimientos sociales. Madrid: CIS.
- DUBET, F. y DURU-BELLAT, M. (2006). Déclassement: quand l'ascenseur social descend. *Le Monde*, 23 de enero de 2006.
- ERIKSON, R. y GOLDTHORPE, J. H. (1992). The constant flux. Oxford: Oxford University Press.
- ERIKSON, R., GOLDTHORPE, J. H. y PORTOCARERO, L. (1979). Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden. *The British Journal of Sociology, 30*, 4, pp. 415-441.
- ECHEVARRÍA, J. (1999). La movilidad social en España. San Sebastián de los Reyes: Istmo.

- ESPINA, Á. (2018). Poder, dinero y moral. España y Europa: cinco siglos de historia económica. Madrid: Editorial Académica Española.
- FACHELLI, S. y LÓPEZ-ROLDÁN, P. (2015). ¿Somos más móviles incluyendo a la mitad invisible? Análisis de la movilidad social intergeneracional en España en 2011. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 150, pp. 41-70.
- FELGUEROSO, F., HIDALGO-PÉREZ, M. y JIMÉNEZ-MARTÍN, S. (2016). The puzzling fall of the wage skill premium in Spain. *The Manchester School*, 84, pp. 390–435.
- FERNÁNDEZ-MACÍAS, E. y HURLEY, J. (2016). Routine-biased technical change and job polarization in Europe. *Socio-Economic Review*, *15*, 3, pp. 563-585.
- FRUTOS, L. (2015). Títulos, trabajos y profesiones. En C. TORRES ALBERO, ed., *España 2015. Situación social* (pp. 81-85). Madrid: CIS.
- GANZEBOOM, H. B. G. y TREIMAN, D. J. (1996). Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Social Science Research*, 25, 3, pp. 201-239.
- GANZEBOOM, H. B. G. y TREIMAN, D. J. (2007). Ascription and achievement in occupational attainment in comparative perspective, presentado en *The Sixth Meeting of the Russell Sage Foundation/ Carnegie Corporation. University Working Groups on the Social Dimensions of Inequality, Los Angeles, UCLA*, 25-26 de enero de 2007.
- GARRIDO, L. Y CHULIÁ, E. (2005). Ocupación, formación y el futuro de la jubilación en España. Madrid: Consejo Económico y Social.
- GIL-HERNANDEZ, C. J., MARQUÉS-PERALES, I. y FACHELLI, S. (2017). Intergenerational social mobility in Spain between 1956 and 2011: the role of educational expansion and economic modernisation in a late industrialised country. *Research in Social Stratification and Mobility*, 51, pp. 14-27.
- GIL-HERNÁNDEZ, C., BERNARDI, F. y LUIJKX, R. (2020). Intergenerational social mobility in twentieth-century Spain: social fluidity without educational equalization? En R. Breen y W. Müller, eds., Education and intergenerational social mobility in Europe and the United States (pp. 224-250). Redwood City: Stanford University Press.
- GOLDTHORPE, J. H. (1980). Social mobility and class structure in modern Britain. Oxford: Clarendon Press.
- GOLDTHORPE, J. H. (2016). Social class mobility in modern Britain: changing structure, constant process. *Journal of the British Academy*, 4, pp. 89-111.
- GOODMAN, L. A. (1979). Multiplicative models for the analysis of occupational mobility tables and other kinds of cross-classification tables. *American Journal of Sociology, 84*, 4, pp. 804-819.
- Goos, M., Manning, A. y Salomons, A. (2014). Explaining job polarization: routine-biased technological change and offshoring. *American Economic Review, 104*, 8, pp. 2.509-2.526.
- HIDALGO PÉREZ, M. (2008). Wage inequality in Spain, 1980-2000. Universidad Pablo de Olavide. Department of Economics. Working papers series, WP ECON 08. 08.
- HAUSER, R. M. (1978). A structural model of the mobility table. Social Forces, 56, 3, pp. 919-953.
- JAIMOVICH, N. y HENRY, E. (2012). The trend is the cycle: job polarization and jobless recoveries, *NBER Working Paper Series*, 18334.
- KLEIN, N. (2001). No logo. El poder de las marcas. Trad. Alejandro Jockl. Barcelona: Paidós.
- Li, Y. y Devine, F. (2011). Is social mobility really declining? Intergenerational class mobility in Britain in the 1990s and the 2000s. *Sociological Research Online*, 16, 3, pp. 28-41.
- LLANERAS, K., MEDINA, O. y COSTAS, E. (2020). Atlas de Oportunidades. Fundación Felipe González, Fundación Cotec. https://atlasoportunidades. fundacionfelipegonzalez. cotec. es/

- LÓPEZ-ROLDÁN, P. y FACHELLI, S. (2022). La influencia de la educación y de la experiencia laboral en la movilidad social: estudio de las cohortes nacidas entre 1926 y 1981 en España. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 179, pp. 79-102.
- MARCUSE, H. (1964). One dimensional man. Boston: Beacon.
- MARQUÉS HERRERA, I. y HERRERA-USAGRE, M. (2020). ¿Somos más móviles? Nuevas evidencias sobre la movilidad intergeneracional de clase en España en la segunda mitad del siglo XX. Revista Española de Investigaciones Sociológicas, 131, pp. 43-73.
- Mas Ivars, M. y Robledo Domínguez, J. C. (2010). *Productividad. Una perspectiva internacional y sectorial.* Bilbao: Fundación BBVA.
- MORENO, L. y JIMÉNEZ, R. (2018). Democracias robotizadas. Escenarios futuros en Estados Unidos y la Unión Europea. Madrid: Los Libros de la Catarata.
- Núñez Velázquez, J. J. y Alfaro, A. K. (2009). Análisis de la estructura salarial en España por niveles educativos, con especial referencia a la Comunidad de Madrid. Consejería de Empleo y Mujer, Comunidad de Madrid. http://www.madrid.org/bvirtual/BVCM013226.pdf
- OECD. (2018). A broken social elevator? How to promote social mobility. París: OECD Publishing.
- OESCH, D. y RODRÍGUEZ MENÉS, J. (2011). Upgrading or polarization? Occupational change in Britain, Germany, Spain and Switzerland, 1990-2008. *Socio-Economic Review*, 9, 3, pp. 503-531.
- PARKIN, F. (1978). Orden político y desigualdades de clase. Madrid: Debate.
- RIFKIN, J. (1995). The end of work: the decline of the global labor force and the dawn of the post-market era. Nueva York: G. P. Putnam's Sons.
- Rodríguez Menés, J. (1993). Movilidad social y cambio social en España. Revista Española de Investigaciones Sociológicas, 61, pp. 77-125.
- SALIDO CORTÉS, O. (2001). La movilidad ocupacional de las mujeres en España. Por una sociología de la movilidad femenina. Madrid: CIS.
- SEBASTIAN, R. (2018). Explaining job polarisation in Spain from a task perspective. SERIEs, 9, pp. 215–248.
- TEZANOS TORTAJADA, J. F. (2001). El trabajo perdido: ¿hacia una civilización postlaboral? Madrid: Biblioteca Nueva.
- Torrejón Pérez, S. (2019). Los cambios en la estructura del empleo en España a lo largo del ciclo económico: patrones de cambio y factores explicativos (1995-2014). *Papers, 104,* 4, pp. 605-633.
- TORREJÓN PÉREZ, S., HURLEY, J., FERNÁNDEZ-MACÍAS, E. y STAFFA, E. (2023). Employment shifts in Europe from 1997 to 2021: from job upgrading to polarization. *JRC Working Papers Series on Labour, Education and Technology*, 2023/05.
- VALLET, L.-A. (2017). Mobilité entre générations et fluidité sociale en France. Le rôle de l'éducation. *Revue de l'OFCE*, 150, pp. 27-67.

#### Últimos números publicados

N.º 40. DOS ENSAYOS SOBRE FINANCIACIÓN AUTONÓMICA (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Carlos Monasterio Escudero e Ignacio Zubiri Oria.

N.º 41. EFICIENCIA Y CONCENTRACIÓN DEL SISTEMA BANCARIO ESPAÑOL (Serie ANÁLISIS),

por Fernando Maravall, Silviu Glavan y Analistas Financieros Internacionales.

N.º 42. ANÁLISIS DE REFORMAS DEL IMPUESTO SOBRE LA RENTA PERSONAL A PARTIR DE MICRODATOS TRIBUTARIOS (Serie ANÁLISIS),

por José Félix Sanz Sanz, Juan Manuel Castañer Carrasco y Desiderio Romero Jordán.

N.º 43. COMPORTAMIENTO ESTRATÉGICO DE LA BANCA AL POR MENOR EN ESPAÑA: FUSIONES Y ESPECIALIZACIÓN GEOGRÁFICA (Serie TESIS), por Cristina Bernad Morcate.

N.º 44. LA VERTIENTE CUALITATIVA DE LA MATERIALIDAD EN AUDITORÍA: MARCO TEÓRICO Y ESTUDIO EMPÍRICO PARA EL CASO ESPAÑOL (Serie TESIS), por Javier Montoya del Corte.

N.º 45. LA DECISIÓN DE INTERNACIONALIZACIÓN DE LAS EMPRESAS: UN MODELO TEÓRICO CON INVERSIÓN HORIZONTAL Y VERTICAL (Serie TESIS), por Jaime Turrión Sánchez.

N.º 46. FINANCIACIÓN DE LA ENSEÑANZA OBLIGATORIA: LOS BONOS ESCOLARES EN LA TEORÍA Y EN LA PRÁCTICA (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Javier Díaz Malledo (coordinador), Clive R. Belfield, Henry M. Levin, Alejandra Mizala, Anders Böhlmark, Mikael Lindahl, Rafael Granell Pérez y María Jesús San Segundo.

- N.º 47. SERVICIOS Y REGIONES EN ESPAÑA (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD), por Juan R. Cuadrado Roura y Andrés Maroto Sánchez.
- N.º 48. LAS EMPRESAS DEL SECTOR DE LA CONSTRUCCIÓN E INMOBILIARIO EN ESPAÑA: DEL BOOM A LA RECESIÓN ECONÓMICA (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD), por Belén Gill de Albornoz (Dir.), Juan Fernández de Guevara, Begoña Giner y Luis Martínez.
- N.º 49. INSTRUMENTOS PARA MEJORAR LA EQUIDAD, TRANSPARENCIA Y SOSTENIBILIDAD DE LOS SISTEMAS DE PENSIONES DE REPARTO (Serie TESIS), por M.º del Carmen Boado-Penas.
- N.º 50. EL IMPUESTO DE FLUJOS DE CAJA EMPRESARIAL: UNA ALTERNATIVA AL IMPUESTO SOBRE LA RENTA DE SOCIEDADES (Serie TESIS), por Lourdes Jerez Barroso.
- N.º 51. LA SUBCONTRATACIÓN DE SERVICIOS DE I+D: EVIDENCIA DE EMPRESAS EUROPEAS Y DE EE.UU. (Serie TESIS), por Andrea Martínez Noya.
- N.º 52. IMPOSICIÓN EFECTIVA SOBRE LAS RENTAS DEL CAPITAL CORPORATIVO: MEDICIÓN E INTERPRETACIÓN. EL IMPUESTO SOBRE SOCIEDADES EN ESPAÑA Y EN LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA EN EL CAMBIO DE MILENIO (Serie ANÁLISIS), por José Félix Sanz, Desiderio Romero Jordán y Begoña Barruso Castillo.
- N.º 53. ¿ES RENTABLE EDUCARSE? MARCO CONCEPTUAL Y PRINCIPALES EXPERIENCIAS EN LOS CONTEXTOS ESPAÑOL, EUROPEO Y EN PAÍSES EMERGENTES (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD), por José Luis Raymond (coordinador).
- N.º 54. LA DINÁMICA EXTERIOR DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD), por José Villaverde Castro y Adolfo Maza Fernández.
- N.º 55. EFECTOS DEL *STOCK* DE CAPITAL EN LA PRODUCCIÓN Y EL EMPLEO DE LA ECONOMÍA (Serie TESIS),

por Carolina Cosculluela Martínez.

N.º 56. LA PROCICLICIDAD Y LA REGULACIÓN PRUDENCIAL DEL SISTEMA BANCARIO (Serie TESIS),

por Mario José Deprés Polo.

- N.º 57. ENSAYO SOBRE ACTIVOS INTANGIBLES Y PODER DE MERCADO DE LAS EMPRESAS. APLICACIÓN A LA BANCA ESPAÑOLA (Serie TESIS), por Alfredo Martín Oliver.
- N.º 58. LOS ATRACTIVOS DE LOCALIZACIÓN PARA LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS. EXPLOTACIÓN DE LA ENCUESTA SOBRE ATRACTIVOS DE LOCALIZACIÓN (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD), por Encarnación Cereijo, David Martín, Juan Andrés Núñez, Jaime Turrión y Francisco J. Velázquez.
- N.º 59. ESTUDIO ECONÓMICO DE LOS COSTES DE LA ENFERMEDAD: APLICACIÓN EMPÍRICA AL CASO DEL ALZHEIMER Y LOS CONSUMOS DE DROGAS ILEGALES (Serie TESIS), por Bruno Casal Rodríguez.
- N.º 60. BUBBLES, CURRENCY SPECULATION, AND TECHNOLOGY ADOPTION (Serie TESIS), por Carlos J. Pérez.
- N.º 61. DISCAPACIDAD Y MERCADO DE TRABAJO: TRES ANÁLISIS EMPÍRICOS CON LA MUESTRA CONTINUA DE VIDAS LABORALES (Serie TESIS), por Vanesa Rodríguez Álvarez.
- N.º 62. EL ANÁLISIS DE LOS IMPUESTOS INDIRECTOS A PARTIR DE LA ENCUESTA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES (SERIE ANÁLISIS), por José Félix Sanz Sanz, Desiderio Romero Jordán y Juan Manuel Castañer Carrasco.
- N.º 63. EUROPA, ALEMANIA Y ESPAÑA: IMÁGENES Y DEBATES EN TORNO A LA CRISIS (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD), por Víctor Pérez-Díaz, Juan Carlos Rodríguez y Elisa Chuliá.
- N.º 64. INTEGRACIÓN, INMIGRANTES E INTERCULTURALIDAD: MODELOS FAMILIARES Y PATRONES CULTURALES A TRAVÉS DE LA PRENSA EN ESPAÑA (2010-11) (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Enrique Uldemolins, Alfonso Corral, Cayetano Fernández, Miguel Ángel Motis, Antonio Prieto y María Luisa Sierra.

N.º 65. SOSTENIBILIDAD DEL SISTEMA DE PENSIONES DE REPARTO EN ESPAÑA Y MODELIZACIÓN DE LOS RENDIMIENTOS FINANCIEROS (Serie TESIS),

por Clara Isabel González Martínez.

N.º 66. EVOLUCIÓN DE LAS FUNDACIONES BANCARIAS ITALIANAS: DE *HOLDING* DE SOCIEDADES BANCARIAS A UN MODELO INNOVADOR DE "BENEFICIENCIA PRIVADA" (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Paolo Baroli, Claudia Imperatore, Rosella Locatelli y Marco Trombetta.

N.º 67. LAS CLAVES DEL CRÉDITO BANCARIO TRAS LA CRISIS (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Santiago Carbó Valverde, José García Montalvo, Joaquín Maudos y Francisco Rodríguez Fernández.

N.º 68. ENTRE DESEQUILIBRIOS Y REFORMAS. ECONOMÍA POLÍTICA, SOCIEDAD Y CULTURA ENTRE DOS SIGLOS (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),
por Víctor Pérez-Díaz y Juan Carlos Rodríguez.

N.º 69. REFORMA DEL MERCADO DE SERVICIOS PROFESIONALES EN ESPAÑA (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por María Paz Espinosa, Aitor Ciarreta y Aitor Zurimendi.

N.º 71. BUILDING A EUROPEAN ENERGY MARKET: LEGISLATION, IMPLEMENTATION AND CHALLENGES

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Tomás Gómez y Rodrigo Escobar.

#### N.º 72. ESSAYS IN TRADE, INNOVATION AND PRODUCTIVITY

(Serie TESIS),

por Aránzazu Crespo Rodríguez.

# N.º 73. ENDEUDAMIENTO DE ESPAÑA: ¿QUIÉN DEBE A QUIÉN? (SERIE ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Analístas Financieros Internacionales (AFI).

#### N.º 74. AGENTES SOCIALES, CULTURA Y TEJIDO PRODUCTIVO EN LA ESPAÑA ACTUAL (SERIE ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Víctor Pérez-Díaz, Juan Carlos Rodríguez, Joaquín Pedro López-Novo y Elisa Chuliá.

# N.º 75. EVOLUCIÓN RECIENTE DEL CRÉDITO Y LAS CONDICIONES DE FINANCIACIÓN: ESPAÑA EN EL CONTEXTO EUROPEO

(SERIE ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Joaquín Maudos.

#### N.º 76. EFICIENCIA DE LOS SISTEMAS REGIONALES DE INNOVACIÓN EN ESPAÑA (SERIE ANÁLISIS),

por Mikel Buesa, Joost Heijs, Thomas Baumert y Cristian Gutiérrez.

### N.º 77. ENCOURAGING BLOOD AND LIVING ORGAN DONATIONS

(Serie TESIS),

por María Errea y Juan M. Cabasés (director).

# N.º 78. EMPLEO Y MATERNIDAD: OBSTÁCULOS Y DESAFIOS A LA CONCILIACIÓN DE LA VIDA LABORAL Y FAMILIAR (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Margarita León Borja (coordinadora).

## N.º 79. PEOPLE MANAGEMENT IN MICRO AND SMALL COMPANIES - A COMPARATIVE ANALYSIS. EMPLOYEE VOICE PRACTICES AND EMPLOYMENT RELATIONS,

(Serie ANÁLISIS).

por Sylvia Rohlfer, con la colaboración de Carlos Salvador Muñoz y Alesia Slocum.

# N.º 80. LA CRISIS, ¿UNA OPORTUNIDAD PARA LA ECONOMÍA SOCIAL ESPAÑOLA (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Pierre Perard.

# N.º 81. UN TRIÁNGULO EUROPEO: ELITES POLÍTICAS, BANCOS CENTRALES Y POPULISMOS (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Víctor Pérez Díaz, Juan Carlos Rodríguez y Elisa Chuliá.

### N.º 82. EL MERCADO ESPAÑOL DE ELECTRICIDAD

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Aitor Ciarreta, María Paz Espinosa y Aitor Zurimendi.

#### N.º 83. THREE ESSAYS IN LONG-TERM ECONOMIC PERSISTENCE

(Serie TESIS),

por Felipe Valencia Caicedo.

#### N.º 84. ROLE OF MICROPARTICLES IN ATHEROTHROMBOSIS

(Serie TESIS),

por Rosa Suades Soler.

### N.º 85. IBERISMOS. EXPECTATIVAS PENINSULARES EN EL SIGLO XIX

(Serie TESIS),

por César Rina Simón.

# N.º 86. MINING STRUCTURAL AND BEHAVIORAL PATTERNS IN SMART MALWARE (Serie TESIS),

por Guillermo Suárez-Tangil.

### N.º 87. LA VOZ DE LA SOCIEDAD ANTE LA CISIS

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Víctor Pérez-Díaz.

#### N.º 88. ECONOMÍA SUMERGIDA Y FRAUDE FISCAL EN ESPAÑA:

¿QUÉ SABEMOS? ¿QUÉ PODEMOS HACER?

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Santiago Lago Peñas.

### N.º 89. CONSTRUCCIÓN EUROPEA, IDENTIDADES Y MEDIOS

**DE COMUNICACIÓN** 

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Víctor Pérez-Díaz, Juan Carlos Rodríguez y Josu Mezo.

#### N.º 90. LA INTEGRACIÓN DE LOS INMIGRANTES EN EUROPA Y EN ESPAÑA:

MODELOS E INDICADORES PARA LAS POLÍTICAS PÚBLICAS

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Cayetano Fernández, Alfonso Corral, Antonio Prieto María Luisa Sierra y Enrique Uldemolins

#### N.º 91. SOLEDAD, DISCAPACIDAD Y MERCADO DE TRABAJO

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Miguel Ángel Malo y Ricardo Pagán

# N.º 92. CRISIS ECONÓMICA Y DESIGUALDAD DE LA RENTA EN ESPAÑA. EFECTOS DISTRIBUTIVOS DE LAS POLÍTICAS PÚBLICAS

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Samuel Calonge Ramírez y Antonio Manresa Sánchez

# N.º 93. LAS DESIGUALDADES ECONÓMICAS EN ESPAÑA: REALIDADES Y PERCEPCIONES (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Víctor Pérez-Díaz y Juan Carlos Rodríguez

# N.º 94. INNOVACIÓN, CRECIMIENTO Y COMPETITIVIDAD: EL PAPEL DE LA POLÍTICA TECNOLÓGICA EN ESPAÑA

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Joost Heijs, Mikel Buesa, Delia Margarita Vergara, Cristian Gutiérrez, Guillermo Arenas y Alex Javier Guerrero

# N.º 95. 40 AÑOS DE DESCENTRALIZACIÓN EN ESPAÑA (1978-2018): BALANCE Y PERSPECTIVAS (Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Santiago Lago Peñas

# N.º 96. EVALUACIÓN DE RESULTADOS EN SALUD: VALOR Y SOSTENIBILIDAD PARA EL SISTEMA NACIONAL DE SALUD

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Javier Soto, José Manuel Martínez Sesmero, Miguel Ángel Casado, Miguel Ángel Calleja y Félix Lobo (Directores)

#### N.º 97. LA CULTURA ECOLÓGICA DE LOS EUROPEOS: PERCEPCIONES, ACTITUDES Y COMPORTAMIENTOS

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Juan Carlos Rodríguez

# N.º 98. ENVEJECIMIENTO Y CAPITAL SOCIAL: LA IMPORTANCIA DE LAS REDES DE AMIGOS Y LA PARTICIPACIÓN SOCIAL EN EL BIENESTAR INDIVIDUAL

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Miguel Ángel Malo y Ricardo Pagán

# N.º 99. CUARENTA AÑOS DESPUÉS: LA SOCIEDAD CIVIL ESPAÑOLA, DE UN PRIMER IMPULSO A UNA LARGA PAUSA

(Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD),

por Víctor Pérez-Díaz y Juan Carlos Rodríguez



#### Información:

Funcas

Caballero de Gracia, 28 28013 Madrid Teléfono: 91 596 54 81 Fax: 91 596 57 96

publica@funcas.es www.funcas.es

ISBN 978-84-17609-68-9

