

Capital humano y desigualdad en España 1985-1996¹

Josep Oliver i Alonso[†]
Xavier Ramos Morilla[†]
José Luis Raymond Bara[‡]

[†] Departamento de Economía Aplicada
[‡] Departamento de Economía e Historia Económica
Universitat Autònoma de Barcelona

En el período 1985-1996 la desigualdad de la renta en España se redujo de forma notable, en claro contraste con lo sucedido en otros países avanzados. En este trabajo se profundiza en el impacto que sobre esta reducción en la desigualdad ha ejercido la redistribución del stock de capital humano, uno de los factores que aparecen como más relevantes para explicar tanto la distribución de la renta como sus modificaciones. Las conclusiones obtenidas sugieren que aproximadamente un tercio de la reducción en la desigualdad que se ha producido entre los dos años extremos contemplados (1985 frente a 1996) se debe al comportamiento del capital humano. Otros factores tales como el tamaño de la familia o la participación de ambos cónyuges en el mercado de trabajo, han actuado en el mismo sentido. Finalmente, un elevado porcentaje de mejora en la distribución permanece por explicar y deberá ser objeto de investigaciones futuras.

Palabras clave: Distribución renta, Capital humano, Ecuación de ingresos.

Clasificación JEL: D 31,I 21

¹ Esta investigación ha gozado del soporte financiero del programa de investigación de FUNCAS, así como de ayudas procedentes de SF2000- 0474 de la CICYT y de SGR2000-53. El equipo de investigación quiere destacar el apoyo prestado por el programador informático Josep Pérez García en la tabulación y el conjunto de transformaciones necesarias en los datos.

1. Introducción

Desde mediados de los años setenta, España ha contemplado un proceso de mejora en la distribución de la renta, proceso que se prolonga hasta mediados de los noventa² y en el que han incidido un amplio conjunto de causas. De entre ellas, y junto a las modificaciones en la fiscalidad de las familias que se operaron a partir de principios de los ochenta, cabría destacar ciertos procesos de cambio estructural que nuestro país ha experimentado. Así, la progresiva pérdida de peso del colectivo no asalariado en beneficio del trabajo asalariado (expresión parcial de la reducción de la población activa agraria), el creciente envejecimiento de la población, la muy notable incorporación de la mujer al mercado de trabajo y las importantes modificaciones en el stock de capital humano son algunas de las características que, si más no parcialmente, parecen encontrarse tras el proceso de mejora apuntado. Los resultados de nuestra investigación que se reproducen en este artículo pretenden avanzar en la comprensión del elemento que aparece como más significativo para explicar la mejora apuntada. Se trata de las modificaciones en el stock de capital humano de las familias. Como más abajo se detalla, España ha experimentado un proceso muy notable de mejora del nivel educativo de su mano de obra ocupada (o activa) en los últimos veinte años. No obstante, antes de adentrarnos en el análisis del impacto de dichas modificaciones en la distribución de la renta, conviene hacer algunas matizaciones respecto del contenido de los cambios educativos comentados.

En primer lugar, el cambio educativo que ha tenido lugar presenta una clara dualidad, con niveles educativos relativamente elevados en los trabajadores no manuales y la situación contraria en los manuales (Oliver, Mañé, 2001). Además, ese carácter dual se acentúa cuando se compara la estructura educativa de la ocupación española con la media europea, destacando España con un elevado valor tanto en los niveles más elevados como, en especial, en los más bajos.³

En segundo término, la evidencia empírica existente sugiere que los cambios institucionales operados en España en los últimos treinta años respecto de la educación, han tendido a favorecer más intensamente aquellos individuos provenientes de familias con dificultades financieras (Barceinas y otros, en proceso de edición). Esta mayor facilidad para acceder a niveles formativos superiores aparece

² Véase el trabajo de Oliver, Raymond y Ramos "Anatomía de la distribución de la renta en España, 1985-1996: la continuidad de la mejora" en este mismo número de Papeles de Economía Española.

³ En 1999, y atendiendo a la triple clasificación de los niveles educativos de Eurostat, España presentaba un peso del nivel superior del 21,9 por ciento, frente a una media simple europea del 21,3 por ciento, mientras que el nivel más bajo alcanzaba un total del 61 por ciento, cifra a comparar con el 37 por ciento medio europeo (vid. Barceinas, Oliver,

como la principal vía mediante la cual la mejora educativa puede traducirse en una disminución en la desigualdad de la renta. A pesar de ese aparente incremento en la igualdad de oportunidades, un numeroso grupo de trabajos sobre el acceso a la educación superior en España indican que el proceso de autoreproducción del capital humano continua explicando en gran medida la probabilidad de acceder a dichos estudios (Cea y Mora, 1992; Albert, 1998; Mora, 1996 o Aldá y Uriel, 1999, entre otros).

Finalmente, el proceso educativo que ha tenido lugar en España, caracterizado por una explosión de la demanda y de la oferta de nivel superior, parece que se ha traducido, al menos parcialmente, en la existencia de una cierta *sobreeducación* (Alba, 1993 y Dolado et al. 2000). Incluso existe evidencia que sugeriría que dicha mejora formal de la estructura educativa de la población ocupada no se corresponde, más que parcialmente y en algunos sectores y ocupaciones, con un proceso de mejora real de la cualificación (Mañé, 2001).

Por tanto, el proceso de mejora del capital humano en España, y su impacto sobre la distribución de la renta, presenta *a priori* claros y oscuros. Los primeros en la medida en que, potencialmente si más no, una población ocupada con un nivel educativo más elevado ha de generar mayores unidades de valor añadido por unidad de trabajo. Y, puesto que dicho proceso de mejora del stock de capital humano ha sido sesgado hacia aquellos individuos de familias con mayores restricciones de liquidez, deberíamos observar una mejor distribución de la renta, considerando el resto de factores que la afectan constantes. No obstante, junto a ese aspecto, también aparecen algunos extremos menos positivos. Todos ellos apuntan a que parte de dicho proceso puede que se haya traducido en sobreeducación, al menos, temporal, de ciertos colectivos, con el consiguiente despilfarro de recursos públicos y privados que la educación de dichos individuos haya generado. No obstante, como de esta investigación se deduce, los datos existentes para el período 1985-1996 sugieren que ha primado el primer efecto y que la mejora en la distribución de la renta que ha tenido lugar en dichos años se debe, primordialmente, a la redistribución del capital humano que tuvo lugar.

El artículo se estructura de la siguiente forma. En la sección segunda se presentan brevemente las principales magnitudes del cambio educativo de la población ocupada y activa en España, desde finales de los setenta a la actualidad, mientras que en el

Raymond y Roig, 2000).

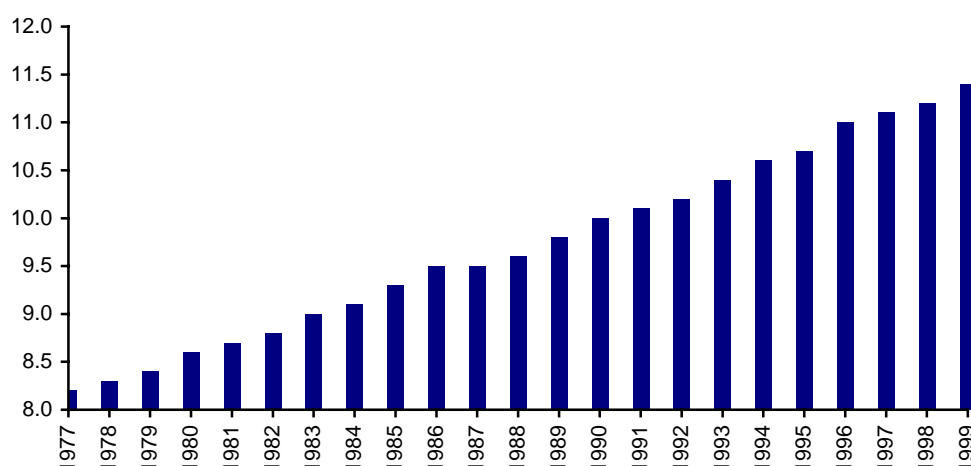
tercer apartado se analizan los cambios educativos, y otras características relevantes para el análisis que aquí se efectúa, de las familias utilizadas en nuestro estudio (procedentes de la ECPF 1985-1996). La sección cuarta muestra los resultados de la modelización de una función de ingresos familiares y el peso de los factores educativos en la explicación tanto de la desigualdad de la renta observada en un momento del tiempo como, en especial, su aportación a la reducción de la desigualdad operada en el período objeto de análisis. Un apartado de conclusiones cierra la exposición.

2. Capital humano y mercado de trabajo en España: una visión de largo plazo

Los cambios que han tenido lugar en la estructura educativa de la población en España y, en especial, de aquella que participa en el mercado de trabajo en estos últimos años han sido, ciertamente, espectaculares. El gráfico 1 resume el aumento de los años promedio de educación de los ocupados desde 1977 hasta 1999.⁴ Como del mismo se desprende, el número medio de años de educación de los ocupados en España ha pasado de 8,23 en 1977 a 11,36 en 1999, un importante aumento en términos relativos superior al 38 por ciento. Por su parte, los valores para los parados son muy parecidos en 1977 (8,21), aunque en 1999 la diferencia se había agrandado, con un nivel educativo medio en los desempleados menor al de los ocupados (11,01 años). Finalmente, los inactivos presentan, lógicamente, valores tanto al principio como al final del período objeto de análisis notablemente inferiores a los de ocupados o parados: 6,79 en 1977 y 8,26 en 1999. Este crecimiento en el número medio de años de educación expresa diferencias de cierta importancia entre hombres y mujeres, con un aumento relativo en estas últimas superior (los hombres han pasado de una media de 8,25 años en 1977 a 11,08 años en 1999 con un aumento relativo del 34,3 por ciento, mientras que las mujeres presentaban un crecimiento notablemente mayor, del 44,9 por ciento, desde los 8,18 hasta los 11,85 años). Por su parte, la mayor incidencia del paro femenino queda también recogida en un nivel educativo de las paradas superior al del colectivo masculino en los dos ejercicios extremos (7,66 y 10,45 para los hombres y 9,51 y 11,42 para las mujeres).

⁴ La fuente de información ha sido, en todos los casos y salvo expresión en contrario, la EPA del segundo trimestre de cada año. La equivalencia entre cada nivel educativo y los años imputados se encuentra en el pie de cuadro 1 del anexo.

Gráfico 1. Años promedio de estudio de los ocupados en España. 1977-1999



Este avance promedio ha sido el resultado de profundas alteraciones en la estructura educativa de los activos en España. En efecto, el cuadro 1 del anexo reproduce los cambios que han tenido lugar en la estructura de la ocupación en España entre 1977 y 2000. Sin ningún ánimo de exhaustividad, y a efectos de lo que aquí interesa, si cabe, sin embargo, destacar algunas de las cifras que allí se reproducen *in extenso*, en especial las que se refieren al espectacular avance de los licenciados y diplomados universitarios en el total de la ocupación. En efecto, mientras que en 1977 el total de licenciados ocupados en España (unos 340.000) representaba un 2,7 por ciento del total de la ocupación, en 1991 ese peso había ascendido al 6,2 por ciento. De esta forma, mientras la ocupación total había experimentado un avance agregado entre 1977 y 1991 de un escaso 2,3 por ciento (unos 285.000 nuevos ocupados), la de los licenciados se había más que duplicado, con un crecimiento relativo superior al 150 por ciento y un aumento absoluto que excedía largamente el total (con más de 440.000 nuevos empleos). Además, ese proceso de ganancia relativa de los ocupados licenciados se acentuó en la década de los noventa, de forma que en 2000 aquel 6,2 por ciento de 1991 había ascendido hasta el 10,5 por ciento. De nuevo, en esos años el avance relativo de la ocupación total (un 14,5 por ciento) fue notablemente inferior al de los nuevos licenciados ocupados (92,4 por ciento). Quizás, una forma más expresiva de contemplar lo que sucedió en los noventa (de 1991 a 2000) destacaría que cerca del 40 por ciento de la nueva ocupación fue de licenciados. En definitiva, entre 1977 y 2000, los puestos de trabajo ocupados por licenciados se han multiplicado por un factor de 4,4 mientras que la ocupación total ha avanzado a un ritmo notablemente menor, del 17,1 por ciento. Si a estas modificaciones en el mercado de trabajo de los licenciados se añaden los cambios que han afectado a los

diplomados universitarios, la modificación de la estructura ocupacional que presenta el país es, todavía, más relevante. Así, incorporando ese colectivo, resultara que entre 1977 y 2000 los ocupados con titulación universitaria (diplomados+licenciados) aumentaron cerca del 300 por ciento (de los aproximadamente 685.000 de 1977 a los cerca de 2,7 millones de 2000), mientras que la ocupación total avanzaba el 17,1 por ciento mencionado más arriba. En términos absolutos, ello significa que mientras los ocupados universitarios avanzaron en aproximadamente 2 millones, la ocupación total únicamente creció en los 2,1 millones anteriormente citados.

Cuadro 2. Evolución de los años medios de estudios de los ocupados por edades y cambio relativo en porcentaje. 1977-1999

Año	> 20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	< 70	Total
1977	9.5	8.2	7.3	6.9	6.0	5.0	4.2	7.5
1978	9.7	8.3	7.3	6.9	6.1	5.1	4.3	7.6
1979	9.9	8.5	7.4	6.9	6.2	5.1	4.3	7.7
1980	10.1	8.6	7.4	7.0	6.2	5.1	4.4	7.8
1981	10.2	8.7	7.5	7.0	6.3	5.2	4.5	7.9
1982	10.3	8.8	7.6	7.0	6.3	5.3	4.4	8.0
1983	10.5	9.0	7.7	7.0	6.4	5.4	4.5	8.2
1984	10.6	9.1	7.8	7.0	6.5	5.4	4.6	8.2
1985	10.7	9.2	8.0	7.1	6.5	5.5	4.6	8.3
1986	10.9	9.4	8.1	7.1	6.5	5.6	4.7	8.5
1987	10.9	9.6	8.1	7.1	6.5	5.6	4.7	8.5
1988	11.1	9.8	8.3	7.1	6.5	5.6	4.7	8.5
1989	11.2	10.0	8.5	7.1	6.4	5.7	4.7	8.6
1990	11.3	10.2	8.7	7.2	6.5	5.7	4.7	8.7
1991	11.4	10.4	8.8	7.4	6.6	5.8	4.9	8.8
1992	11.5	10.5	8.9	7.4	6.6	5.9	5.0	8.9
1993	11.5	10.6	9.0	7.6	6.6	6.0	5.1	9.1
1994	11.6	10.9	9.2	7.7	6.7	6.1	5.2	9.2
1995	11.7	11.1	9.5	7.9	6.7	6.1	5.2	9.3
1996	11.9	11.3	9.8	8.1	6.8	6.2	5.3	9.5
1997	11.9	11.4	10.0	8.4	6.9	6.2	5.3	9.6
1998	12.0	11.6	10.2	8.6	7.0	6.3	5.5	9.7
1999	12.1	11.7	10.4	8.7	7.0	6.3	5.5	9.8
Cambio relativo 1999-1977								
	27.0	42.4	41.6	26.0	15.7	25.0	30.3	30.1

Finalmente, una última caracterización del intenso proceso de recomposición de la ocupación en España que ha tenido lugar en estos cerca de veinticinco últimos años apuntaría a que ese cambio ha sido desigual según las edades de los ocupados. El cuadro 2 reproduce la media de años de estudio por edades. Del mismo se desprenden dos aspectos que conviene destacar. Por una parte, una clara caída en el número medio de años de estudio a medida que la edad avanza. De esta forma, la dispersión entre los años de estudio de la generación más joven (menos de 20 años) y la de mayor edad (más de 70 años) se ha mantenido prácticamente constante en un factor de 2,2. En segundo lugar, han sido las generaciones más jóvenes e intermedias

(entre los 20 y los 40 años) las que han presentado un más importante incremento de los años de estudio. Así, frente a un avance cercano al 30 por ciento en el número medio de años de estudio de todos los ocupados, el grupo de edad entre 21 y 30 años presentó un crecimiento superior al 42 por ciento, cifra similar al avance del grupo de edad comprendido entre los 31 y los 40 años.

3. Educación, tamaño familiar y participación en el mercado de trabajo en España 1985-1996

Como más adelante se detalla, la ecuación que se estima para explicar la generación de ingresos familiares otorga un papel principal a tres variables: capital humano, tamaño de la familia y participación del cónyuge en el mercado de trabajo. Por otro lado, la información estadística disponible para estimar la ecuación y analizar la distribución de la renta abarca el período 1985-1996, por lo que este es el horizonte temporal contemplado en esta sección. Con el fin de situar los principales cambios operados en la muestra de familias sobre las que se ha efectuado el análisis de los cambios en la distribución de la renta (aquellas entrevistadas por la ECPF en el período 1985 a 1996), en esta sección se describen brevemente las modificaciones operadas en estas tres variables, aunque teniendo siempre presente que el capital humano constituye la más relevante.

El cuadro 3 muestra la evolución del número medio de años de estudio por edades y sexos de los sustentadores principales entre 1985 y 1996. Del mismo se deducen, a efectos de lo que interesa aquí, algunas conclusiones relevantes. En primer lugar, entre 1985 y 1996 el aumento medio en los años de escolaridad de los sustentadores principales⁵ fue cercano a 1 año adicional (próxima al 10 por ciento de aumento, desde los 7,91 años de 1985 a los 8,78 de 1996). En segundo lugar, y tal y como el gráfico 2 destaca con mayor claridad, el número promedio de años de estudio decrece claramente con la edad, de manera que, en 1985, la diferencia entre los sustentadores principales con edades comprendidas entre los 21 y los 30 años (10,07 años de estudio) prácticamente doblaban a aquellos con más de 70 años (5,15 años). Once años más tarde, la diferencia se había ampliado, ya que los 11,32 años de estudio promedios de aquellos sustentadores principales con edades comprendidas entre los 21 y los 30 años eran un 110 por ciento superior al de aquellos con edades de más de 70 años. En tercer lugar, cuando se analiza el colectivo de sustentadores principales más directamente

⁵ El cálculo de este promedio se ha efectuado con la siguiente asignación de años de estudio para cada categoría educativa contemplada en la ECPF: analfabetos 0 años; sin estudios, 4 años; primer grado, educación primaria, EGB y equivalente, 8 años; segundo grado, segundo ciclo, educación secundaria de segundo nivel, 13 años; diplomados universitarios y equivalentes, 16 años y licenciados universitarios 18 años.

vinculado al mercado de trabajo (aquellos con menos de 61 años) la imagen que aparece muestra una clara convergencia entre todas las edades, en ese proceso de mejora continuada del nivel de estudios a que se ha hecho referencia. En efecto, en el *panel b* del cuadro 3 se han reproducido los diferenciales relativos de años de estudio de cada grupo de edad respecto de aquel con menos de 20 años que es, lógicamente, el que muestra un nivel educativo superior. Obsérvese que la mejora entre 1985 y 1996 primero crece y, a partir de los 40 años, comienza a decrecer: un aumento en el número de años de estudio del 12,4 por ciento en el grupo de edad entre 21 y 30 años, del 28,6 por ciento en el de 31 a 40, del 17,3 por ciento en el de 41 a 50 y del 4,0 por ciento en el de 51 a 60.

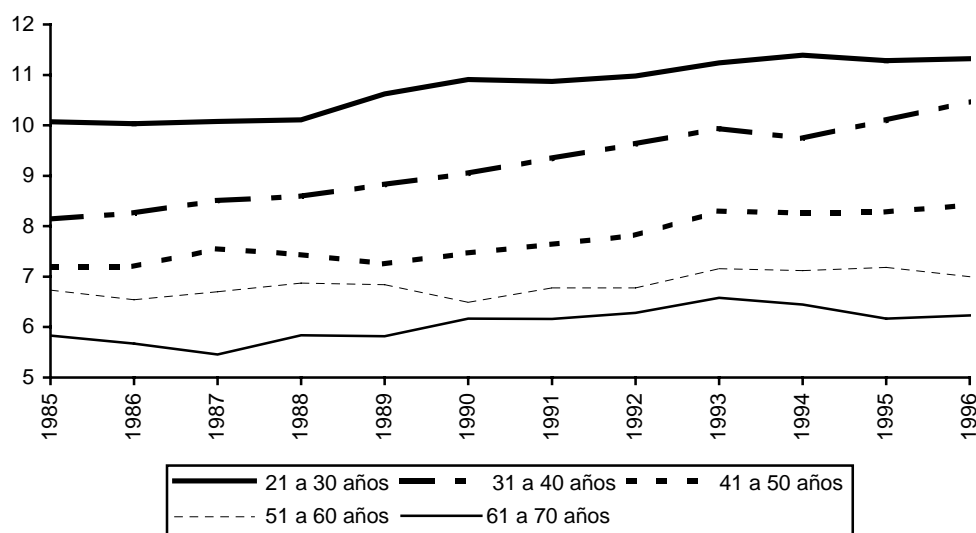
Cuadro 3. Evolución del nivel de estudios de los sustentadores principales en España, según edades. 1985-1996.

Número medio de años de estudio

Año	>20	21 a 30	31 a 40	41 a 50	51 a 60	61 a 70	< 70	Total
Panel a: todos los sustentadores principales								
1985	10.77	10.07	8.14	7.18	6.73	5.83	5.15	7.91
1986	10.34	10.03	8.26	7.20	6.54	5.67	5.72	7.84
1987	10.19	10.08	8.51	7.55	6.70	5.46	5.65	7.92
1988	10.91	10.11	8.59	7.44	6.87	5.84	5.38	8.10
1989	10.73	10.62	8.83	7.25	6.84	5.82	5.47	8.08
1990	10.94	10.91	9.05	7.47	6.49	6.17	5.04	8.11
1991	11.09	10.87	9.35	7.64	6.78	6.16	4.20	8.22
1992	11.40	10.98	9.63	7.82	6.78	6.28	4.94	8.38
1993	11.64	11.24	9.94	8.30	7.16	6.58	5.56	8.76
1994	11.73	11.39	9.74	8.26	7.12	6.45	6.36	8.79
1995	12.03	11.28	10.10	8.28	7.18	6.17	6.03	8.81
1996	11.70	11.32	10.47	8.42	7.00	6.23	5.58	8.78
Panel b: diferenciales relativos de años de estudio								
1985	100.0	93.5	75.6	66.7	62.5	54.1	47.8	73.4
1986	100.0	97.0	79.9	69.6	63.2	54.8	55.3	75.8
1987	100.0	98.9	83.5	74.1	65.8	53.6	55.4	77.7
1988	100.0	92.7	78.7	68.2	63.0	53.5	49.3	74.2
1989	100.0	99.0	82.3	67.6	63.7	54.2	51.0	75.3
1990	100.0	99.7	82.7	68.3	59.3	56.4	46.1	74.1
1991	100.0	98.0	84.3	68.9	61.1	55.5	37.9	74.1
1992	100.0	96.3	84.5	68.6	59.5	55.1	43.3	73.5
1993	100.0	96.6	85.4	71.3	61.5	56.5	47.8	75.3
1994	100.0	97.1	83.0	70.4	60.7	55.0	54.2	74.9
1995	100.0	93.8	84.0	68.8	59.7	51.3	50.1	73.2
1996	100.0	96.8	89.5	72.0	59.8	53.2	47.7	75.0

Fuente : ECPF 2 trimestre.

Gráfico 2. Número medio de años de estudio según tramos de edad para los sustentadores principales. 1985-1996
En años



Dado que lo que aquí interesa es la relación entre capital humano y desigualdad, parece oportuno avanzar algo más en la descripción de los datos de la ECPF relacionándolos con los niveles de renta de los hogares. Para ello, en los cuadros que a continuación se analizan se ha ordenado la información de acuerdo con la decila que el mismo INE atribuye a cada uno de los hogares de la encuesta continua de presupuestos familiares. Desde este punto de vista, una primera aproximación a los cambios que se han operado en el período objeto de análisis es la que presenta el cuadro 4 en el que se reproducen los años medios de estudio por decilas y para todos los ejercicios del período. Del mismo se desprenden algunas características comunes al proceso más general detallado con anterioridad, aunque otras presentan una cierta especificidad, probablemente vinculada al hecho de que el universo objeto de análisis ahora es el que abarca únicamente los sustentadores principales. Así, junto a la esperada característica de mejora continuada en el nivel de estudios de cada una de las decilas, aparece también una tendencia clara a una reducción en dicho avance a medida que nos elevamos en la escala de renta. Dicho de otra forma, dado que los niveles (decilas) de renta más elevados disponían de un stock de capital humano en 1985 notablemente por encima de la media (12,0 años de estudio en promedio para la décima decila frente a los 5,2 de la primera), su avance ha sido claramente inferior (en 1996 únicamente habían presentado un crecimiento marginal hasta los 12,1 años de estudio, mientras que la primera decila aumentaba su stock de capital humano medido en años en más del 23 por ciento, hasta los 6,4 años). De hecho, con la excepción de la cuarta decila (que presenta un aumento inferior al de la quinta) y de la octava (que presenta un

avance superior al de la séptima), el perfil que muestra la ganancia relativa de escolaridad decrece con la renta. Este proceso presenta, además, una evolución convergente, de manera que la dispersión en el nivel de escolaridad entre la décima y la primera decila se ha reducido desde valores en el entorno de 2,30-2,40 en los primeros años hasta el 1,89 de 1996, reducción que presenta un perfil relativamente semejante al experimentado por la evolución de la desigualdad (véase gráfico 3).

Cuadro 4. Años medios de estudio de los sustentadores principales por decilas de renta. 1985-1996

Años de estudio y cambio en porcentaje

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
Detalle anual											
1985	5.2	5.9	6.4	7.2	7.4	7.9	8.6	8.8	9.7	12.0	7.9
1986	5.2	5.6	6.4	6.9	7.5	7.9	8.1	8.9	9.6	11.9	7.8
1987	4.9	5.9	6.5	7.6	7.4	8.3	8.5	8.9	9.2	11.7	7.9
1988	5.2	6.3	7.0	7.2	8.1	8.0	8.7	8.6	9.7	11.7	8.0
1989	5.0	6.1	7.1	7.7	7.8	8.2	8.6	9.2	9.5	11.6	8.1
1990	5.2	6.3	6.5	7.4	8.1	8.3	8.8	9.3	9.4	11.9	8.1
1991	5.2	6.5	6.6	7.7	8.1	8.0	9.1	9.5	9.9	11.7	8.2
1992	5.4	6.0	7.3	7.4	8.6	8.3	9.4	9.3	10.1	12.0	8.4
1993	5.9	6.5	7.4	8.1	8.3	9.2	9.5	9.6	10.3	12.5	8.7
1994	6.1	6.7	7.5	8.2	8.6	9.0	9.2	9.7	10.6	12.1	8.8
1995	6.1	6.7	7.5	8.1	8.6	9.1	9.0	9.7	10.4	12.4	8.7
1996	6.4	6.9	7.4	7.9	8.4	8.9	9.6	9.9	10.3	12.1	8.8
Crecimiento 1996-1985											
	23.1	16.9	15.6	9.7	13.5	12.7	11.6	12.5	6.2	0.8	11.4

Fuente: ECPF 2 trimestre.

La segunda relación a destacar respecto de la distribución de la renta es la del tamaño del hogar que, como se desprende del cuadro 5 adjunto, también presenta una marcada correlación con el nivel de ingresos. Así, el número total de miembros, o el de hijos menores de 14 años, es sistemáticamente superior en aquellos situados en la parte superior de la escala de renta. En dicho cuadro se han reproducido únicamente los valores correspondientes a 1985 y 1996, aunque los resultados de los años intermedios son similares. No obstante, circunscribiéndonos a esos dos años extremos, en 1985 el promedio de miembros en los hogares de la primera decila era de 2,6, cifra que presentaba un crecimiento sistemático hasta alcanzar los 4,5 individuos de promedio en la décima decila. Este mismo patrón es el que presenta el número de hijos menores de 14 años, que se situaba en 0,7 de media para la primera decila frente a 1,1 para la última décima, aunque en este caso cabe señalar que alguna decila de renta menos elevada (la octava en concreto) mostraba un valor algo superior. Así, en 1985 la ratio entre los valores extremos de miembros y de hijos menores se situaba en 1,73 para los primeros y 1,57 para los segundos. Al final del período contemplado, dos características

merecen destacarse. En primer lugar, ha tenido lugar un proceso de reducción en el tamaño medio de los hogares en todas las decilas y también en el número medio de hijos menores. Este decrecimiento es general, aunque afecta de forma desigual a las distintas decilas. En efecto, y en segundo lugar, con algunas excepciones se ha asistido a una reducción mayor cuanto menor es el nivel de renta. Este disímil comportamiento ha generado una ampliación de la ratio entre la décima y la primera decilas, de forma que por lo que a miembros se refiere en 1996 se situaba en 2,10 (frente al 1,73 de 1985) y en 2,33 para los hijos menores (frente al 1,57 anteriormente citado). Por tanto, y con respecto a su impacto sobre la distribución de la renta, dos conclusiones se deducen de lo anterior. En primer lugar, la correlación entre tamaño del hogar y renta y, en segundo término, el que dicho tamaño haya decrecido con más intensidad en los hogares con menor renta. Como más abajo podrá comprobarse, cuando la distribución de la renta se mide en términos equivalentes, esta disminución más sustantiva en los hogares con menores ingresos jugará un papel nivelador en la distribución de la renta.

Con relación al peso de los cónyuges con ingresos, también en el período estudiado se han producido modificaciones importantes, que afectan la distribución de la renta. En primer lugar, y al igual que sucedía con los años de educación o el tamaño medio de la familia, existe una clara correspondencia en la muestra entre el nivel de ingresos y el total de cónyuges que se encuentran percibiendo ingresos. En segundo término, entre 1985 y 1996 ha tenido lugar un proceso de creciente participación de los cónyuges en el mercado de trabajo, de manera que si en el primer ejercicio la media de participación por familia fue cercana al 14 por ciento (unos 1,4 millones en el mercado de trabajo sobre un total de 10,3 millones de familias), en 1996 ese porcentaje había aumentado hasta más del 19 por ciento. Finalmente, en el seno de los hogares, existe también una marcada tendencia hacia una mayor participación en aquellos con rentas más elevadas, de manera que la ratio entre la media de participación de los cónyuges de la primera y la décima decilas ha aumentado desde 5 en 1985 hasta más de 14 en 1996.⁶

⁶ Este aumento de la ratio entre la primera y la décima decila también se mantiene si, para evitar problemas muestrales, se toman el conjunto de las tres primeras y últimas decilas. En este caso, dicha ratio pasa de un valor de 3,7 en 1985 a 6,0 en 1996.

Cuadro 5. Distribución del tamaño de los hogares, por decilas de renta. 1985 y 1996
 Número de miembros e hijos de cada hogar en promedio de la decila y en personas¹. Cambio en porcentaje

Decila	Muestra	Familias	Valores medios		Valores absolutos	
			Miembros	Hijos menores	Miembros	Hijos menores
1985						
1	315	1,037,984	2.6	0.7	2,688,873	715,056
2	316	1,038,340	2.7	0.6	2,848,864	657,177
3	311	1,037,284	3.2	0.7	3,321,976	770,458
4	315	1,037,823	3.7	1.1	3,818,528	1,130,074
5	319	1,038,552	3.8	1.1	3,945,848	1,175,290
6	306	1,037,524	3.8	1.0	3,905,973	1,000,227
7	324	1,037,677	3.9	1.1	4,070,640	1,165,785
8	315	1,037,008	4.3	1.2	4,454,195	1,241,117
9	328	1,038,196	4.2	1.0	4,409,166	1,085,674
10	323	1,036,482	4.5	1.1	4,630,474	1,171,257
Total	3.172	10,376,869	3.7	1.0	38,094,538	10,112,115
1996						
1	311	1,212,496	2.0	0.3	2,405,498	409,363
2	319	1,211,298	2.4	0.4	2,855,474	524,010
3	323	1,212,034	2.8	0.5	3,377,185	652,923
4	311	1,214,169	3.1	0.7	3,755,725	808,145
5	319	1,212,376	3.2	0.6	3,846,160	744,908
6	303	1,208,578	3.5	0.7	4,287,860	861,561
7	321	1,212,624	3.5	0.7	4,272,518	846,193
8	310	1,212,696	3.6	0.6	4,318,762	766,737
9	317	1,208,552	3.9	0.6	4,742,707	785,368
10	324	1,210,545	4.2	0.7	5,133,607	818,239
Total	3.158	12,115,368	3.2	0.6	38,995,495	7,217,446
Cambio 1996/1985						
1			-23.1	-57.1	-10.5	-42.8
2			-11.1	-33.3	0.2	-20.3
3			-12.5	-28.6	1.7	-15.3
4			-16.2	-36.4	-1.6	-28.5
5			-15.8	-45.5	-2.5	-36.6
6			-7.9	-30.0	9.8	-13.9
7			-10.3	-36.4	5.0	-27.4
8			-16.3	-50.0	-3.0	-38.2
9			-7.1	-40.0	7.6	-27.7
10			-6.7	-36.4	10.9	-30.1
Total			-13.5	-40.0	2.4	-28.6

1. Los valores absolutos se han obtenido elevando las diferentes familias a los factores poblacionales que suministra la ECPF.

Cuadro 6. Cónyuge con ingresos. 1985-1996Valores medios y absolutos¹ en personas. Cambio en porcentaje

Decilas	Valores medios		Valores absolutos		Cambio 1985/1996
	1985	1996	1985	1996	
1	0.06	0.03	62,609	35,088	-44.0
2	0.06	0.07	62,432	79,741	27.7
3	0.07	0.08	73,377	97,563	33.0
4	0.10	0.10	98,840	121,026	22.4
5	0.09	0.13	91,158	159,623	75.1
6	0.14	0.18	149,186	223,368	49.7
7	0.14	0.26	144,122	321,100	122.8
8	0.17	0.31	181,065	375,545	107.4
9	0.24	0.35	250,053	419,371	67.7
10	0.30	0.43	311,265	515,602	65.6
Total	0.14	0.19	1,424,108	2,348,027	64.9

Ratio 10^a/1^a decila

5.00 14.33

1. Los valores absolutos se han obtenido elevando las diferentes familias a los factores poblacionales que suministra la ECPF.

En resumen, y con respecto a la especificación del modelo que en el apartado siguiente se detalla, conviene recordar algunos de los hechos estilizados que se han apuntado en esta sección. De entre los comentados merecen destacarse los siguientes. En primer lugar, la clara correlación entre stock de capital humano, tamaño de la familia y participación del cónyuge en el mercado de trabajo y nivel de renta, de manera que cuanto más elevado es éste mayores son los valores de las tres variables citadas. En segundo término, y por lo que se refiere a la dinámica del período 1985-1996 en aquello relativo al stock de capital humano, cabe concluir que en esos años tuvo lugar un intenso proceso de convergencia en el nivel medio de años de estudio declarados por los sustentadores principales, aunque ese fenómeno fue especialmente agudo en los grupos de edad comprendidos entre los 21 y los 40 años. De esa forma, a través de un mayor aumento en el stock de capital y de ganancias relativas de esos hogares en el total poblacional cabe esperar un impacto favorable sobre la distribución de la renta. Junto a ese fenómeno básico, del análisis anterior también cabe destacar el proceso general de reducción en la familia media, siendo los hogares de menor renta aquellos que han disminuido en mayor proporción su tamaño. Ese aspecto va a jugar también a favor de la mejora de la distribución operada cuando se emplean escalas de equivalencia. Finalmente, la participación del cónyuge en el mercado de trabajo apuntaría, *a priori*, a un impacto en sentido contrario, dado que en el contexto de mayor participación producido en aquellos años esta fue notablemente más elevada en las decilas superiores. No obstante, dado que no se posee información sobre duración de la jornada, el impacto final de esos cambios es ambiguo.

4. El papel del capital humano en la reducción de la desigualdad en España 1985-1996

Las transformaciones comentadas tanto en la estructura de la ocupación como en otras variables socio-económicas de la familia parecen haber tenido consecuencias de cierta importancia sobre el conocido proceso de mejora de la distribución de la renta que tuvo lugar en España entre 1985 y 1996 (véase Oliver, Ramos y Raymond en este mismo número de Papeles de Economía Española). Para aislar el efecto de los distintos elementos que afectan la distribución de la renta, se ha optado por aquella visión que utiliza funciones de capital humano mincerianas ampliadas a la familia y otras características socio-económicas de los hogares. Esta aproximación parte de la hipótesis, ampliamente contrastada por la evidencia empírica, de que el capital humano y su distribución entre los hogares constituye una de las fuentes primordiales de desigualdad.

Para estimar el efecto conjunto de las distintas características disponibles en la ECPF, utilizamos una descomposición propuesta por Fields (1998), que se inspira en la metodología utilizada para descomponer la renta total por fuentes de renta debida a Shorrocks (1982). Fields (1998) parte de un modelo log-lineal como proceso generador de la renta familiar de la forma:

$$[1] \quad \ln Y_{it} = \alpha_t + \beta_t \cdot S_{it} + \delta_t' Z_{it} + \varepsilon_{it}^*$$

donde $\ln Y_{it}$ denota el logaritmo de la renta del hogar i en el año t , S_{it} es el número de años de estudio del cabeza de familia, Z_{it} recoge las restantes características que determinan la renta familiar, y ε^* es un elemento de perturbación aleatoria. Tomando diferencias con respecto a la media, se obtiene:

$$[2] \quad y_{it} = \beta_t \cdot s_{it} + \delta_t' z_{it} + \varepsilon_{it}$$

y multiplicando por y_{it} , sumando para todo i y calculando límites probabilísticos, se deduce:

$$[3] \quad \sigma_{yt}^2 = \beta_t \cdot \text{cov}(s_i, y_i)_t + \delta_t' \text{cov}(z_{it}, y_{it}) + \sigma_{\varepsilon t}^2$$

dónde:

$$[4] \quad \sigma_{yt}^2 = \lim (1/N \cdot \sum y_{it}^2); \text{cov}(s_i, y_i)_t = \lim (1/N \cdot \sum s_{it} \cdot y_{it}); \text{y } \sigma_{\varepsilon t}^2 = \lim (1/N \cdot \sum \varepsilon_{it}^2).$$

Al operar con los estimadores muestrales, σ_{yt}^2 recoge la varianza observada en la distribución de la renta, $\beta_t \cdot \text{cov}(s_i, y_i)_t$ la parte de esta varianza explicada por la distribución del capital humano, $\delta_t \cdot \text{cov}(z_{it}, y_{it})$ la parte de esta varianza explicada por las restantes variables explicativas incluidas en la ecuación de generación de renta y, finalmente, $\sigma_{\varepsilon t}^2$ la varianza no explicada por el modelo.

Fields (1998) demuestra que la descomposición en [4] se cumple no sólo para el caso de la varianza, sino también para una amplia clase de medidas de desigualdad, que incluye la familia de índices de Atkinson, la familia de entropía generalizada, y el coeficiente de Gini, entre otros. Más concretamente, [4] se cumple para cualquier índice de desigualdad $I(y_1, \dots, y_N)$ continuo y simétrico para el que $I(\mu, \dots, \mu) = 0$, donde μ representa la media de y . En resumen, la metodología de Fields (1998) permite descomponer la desigualdad de la renta total por características socio-económicas sin tener que escoger una medida de desigualdad concreta, con la condición de que se defina correctamente el modelo generador de rentas en [1].⁷ Es decir, el efecto de cada característica sobre la desigualdad de la renta total es independiente del índice de desigualdad utilizado para el análisis empírico.

La estimación del modelo puede efectuarse de forma separada para cada uno de los años. Alternativamente, si los coeficientes de la ecuación de generación de renta se mantienen estables en el tiempo, y con objeto de evitar oscilaciones erráticas atribuibles a elementos puramente muestrales, cabe formar un *pooling* y estimar conjuntamente las once ecuaciones para los once años. Después de haber ensayado distintas alternativas y de someter a contraste las pertinentes restricciones de igualdad de coeficientes, esta fue la elegida, permitiendo que desde 1985 hasta 1990 variase el coeficiente que afecta a la educación. En efecto, la estimación sin restricciones mostraba estabilidad de coeficientes, salvo el coeficiente que afecta a la escolaridad que experimentaba una tendencia decreciente entre 1985 y 1990. En la medida en que la variable dependiente es la renta después de impuestos, esta caída se interpreta

⁷ También debemos estar de acuerdo con el conjunto de condiciones o axiomas que conducían a la descomposición por fuentes de renta de Shorrocks (1982).

que, entre otros factores, puede estar ligada a la progresión de la fiscalidad entre estas dos fechas.

Con respecto a la especificación de la ecuación generadora de renta, para recoger la caída del coeficiente que afecta a la escolaridad del cabeza de familia entre 1985 y 1990, se ha supuesto que seguía una tendencia decreciente entre estas dos fechas y que posteriormente permanecía estable. Las conclusiones eran muy similares a las que se obtenían dejando variar libremente el coeficiente, si bien al proceder de esta forma se obtiene una especificación más simple, que no resulta rechazada por los datos y que evita ciertas modificaciones un tanto erráticas del coeficiente que resulta difíciles de explicar desde una perspectiva conceptual. En concreto, para el período 1985-1990, la formulación adoptada postula:

$$[5] \quad \beta_t = \phi + \lambda t$$

en donde $t=1$ para 1985 y 6 para 1990 y subsiguientes.

Finalmente, por lo que respecta a la especificación de la ecuación de ingresos familiares, se consideraron como variables explicativas las siguientes: la educación del cabeza de familia medida en años de escolaridad, su edad y su edad al cuadrado, el estado civil del cabeza de familia, la existencia de un cónyuge con ingresos, el sexo del cabeza de familia y el logaritmo del tamaño familiar medido a través de la suma ponderada del número de miembros de la familia, empleando como criterio de ponderación la escala de equivalencia de Oxford.⁸ En la ecuación se optó por no incluir aquellas otras variables explicativas que si bien podían contribuir a aumentar el ajuste de la ecuación, no son independientes del nivel educativo alcanzado. Es decir, la idea es excluir como variables explicativas todas aquellas que puede entenderse que captan el mecanismo a través del cual los más educados consiguen incrementar su nivel de ingresos. En cuanto a la variable dependiente, es siempre la renta familiar neta equivalente, obtenida dividiendo la renta neta familiar por el tamaño familiar que se deduce de la aplicación de la mencionada escala de equivalencia de Oxford. En esencia, la especificación adoptada sigue la propuesta de Fields (1998) y la lógica que subyace es una ecuación minceriana de ingresos aumentada por ciertas características que claramente contribuyen a explicar la renta familiar. La inclusión del

⁸ La especificación de la ecuación de ingresos está, en parte, limitada por la relativa escasez de información sociodemográfica de la ECPF, sobretodo por lo que se refiere a los miembros del hogar que no son cabeza de familia. Así, por ejemplo, no se utiliza la educación de los demás miembros del hogar porque no se dispone de dicha información.

tamaño familiar como variable explicativa obedece al deseo de aislar el efecto que la modificación del tamaño medio de los hogares españoles ha tendido sobre la distribución de la renta. Junto a estas variables, y dado que se opera con un *pooling* que incluye el período 1985-1996, se introducen seis variables ficticias temporales (o efectos fijos temporales) que recogen todas aquellas influencias que, como el ciclo o el cambio técnico, son específicas de la renta generada en cada año y comunes a las distintas familias contempladas.

El cuadro 7 detalla los resultados de la estimación. Como de los resultados que dicho cuadro ofrece se desprende con claridad, la experiencia en el mercado de trabajo (medida en estas especificaciones mediante la edad del sustentador familiar) y el nivel educativo del cabeza de familia son las variables más relevantes para explicar el nivel de ingresos del hogar. Así, por ejemplo, en 1996, la diferencia de ingresos esperados para una familia en la que el sustentador principal sea varón, el cónyuge no participe en el mercado de trabajo, tenga 50 años y no haya alcanzado ningún tipo de estudios respecto de la misma situación familiar con la excepción del cabeza de familia con estudios universitarios (18 años de estudio) es de 1 a 5 aproximadamente.

Cuadro 7. Función de ingresos familiar

Log (Renta neta)	Coefficiente	Estadísticos <i>t</i> (White)
Educación del cabeza de familia en años	0,0672	44,0
Edad del cabeza de familia	0,0279	26,1
Edad ² del cabeza de familia	-0,0002	-23,8
Estado civil del cabeza de familia (Soltero=1)	-0,1205	-11,3
Cónyuge con ingresos	0,2793	50,9
Sexo (Hombre=1)	0,0578	5,6
d86	0,0392	3,0
d87	0,0908	6,9
d88	0,1580	11,1
d89	0,2181	13,9
d90	0,2807	16,1
d91	0,3179	17,9
d92	0,3470	19,8
d93	0,3274	18,6
d94	0,3190	18,1
d95	0,3354	19,0
d96	0,3298	18,5
tendencia: $t \cdot S_{it}$	-0,0023	-6,4
log (Escala Equivalencia)	-0,3620	-46,0
Constante	12,0807	392,4
R ²		0,3276
Número de observaciones		36133

Por lo que respecta a la evolución de la desigualdad en la distribución de la renta en el período 1985-1996, en el cuadro 8 y en el gráfico 4 se han reproducido los valores del índice MLD⁹ que es el índice seleccionado, conduciendo a muy similares conclusiones

⁹ Este índice se define como la desviación media de los logaritmos:

que las derivadas de índices de desigualdad alternativos tales como Theil o Gini. Como puede observarse, este índice de desigualdad cae desde valores de 0,177 en 1985 a 0,137 en 1996, lo que representa una reducción del 22,4 por ciento que, no obstante, tiene lugar fundamentalmente en el período 1985-1992, cuando la desigualdad se reduce en un 28,1 por ciento, asistiéndose a partir de entonces a un aumento de la misma, hasta 1996 en que nuevamente presenta una disminución. Atendiendo a las estimaciones efectuadas, es posible estimar los efectos determinantes tanto de la desigualdad en cada uno de los años analizados, como de la evolución de la desigualdad total que el índice MLD recoge. En efecto, el mencionado cuadro muestra (en valores y porcentajes) la contribución a la desigualdad total de la desigual distribución del capital humano entre los cabeza de familia, del tamaño y composición familiar, de la existencia de un cónyuge con ingresos y finalmente de una categoría residual no explicada.

Cuadro 8. Evolución de la desigualdad en la distribución de la renta y factores explicativos.

Años	MLD	Contribución a la desigualdad de las distintas características							
		Valor				Porcentaje sobre la desigualdad total			
		Edu	TF	CCI	Resto	Edu	TF	CCI	Resto
1985	0.177	0.0326	0.0126	0.0069	0.125	18,4	7,1	3,9	70,6
1986	0.152	0.0292	0.0108	0.0067	0.105	19,2	7,1	4,4	69,3
1987	0.143	0.0280	0.0074	0.0064	0.101	19,6	5,2	4,5	70,7
1988	0.135	0.0625	0.0080	0.0065	0.095	19,6	5,9	4,5	69,9
1989	0.140	0.0267	0.0066	0.0070	0.099	19,1	4,7	5,0	71,2
1990	0.140	0.0255	0.0064	0.0074	0.101	18,2	4,7	5,3	71,9
1991	0.138	0.0230	0.0081	0.0070	0.099	16,7	5,9	5,1	72,3
1992	0.127	0.0225	0.0072	0.0066	0.091	17,7	5,7	5,2	71,4
1993	0.135	0.0221	0.0086	0.0065	0.098	16,4	6,4	4,8	72,4
1994	0.138	0.0233	0.0102	0.0063	0.098	16,9	7,4	4,6	71,2
1995	0.140	0.0224	0.0104	0.0067	0.100	16,0	7,4	4,8	71,9
1996	0.138	0.0192	0.0092	0.0062	0.103	13,9	6,7	4,5	74,9
(96-85)*	-0.039	-0.0134	-0.0033	-0.0007	-0.022	33,8	8,8	1,7	55,7

Edu: educación del cabeza de familia; TF: Tamaño de la familia; CCI: Cónyuge con ingresos.

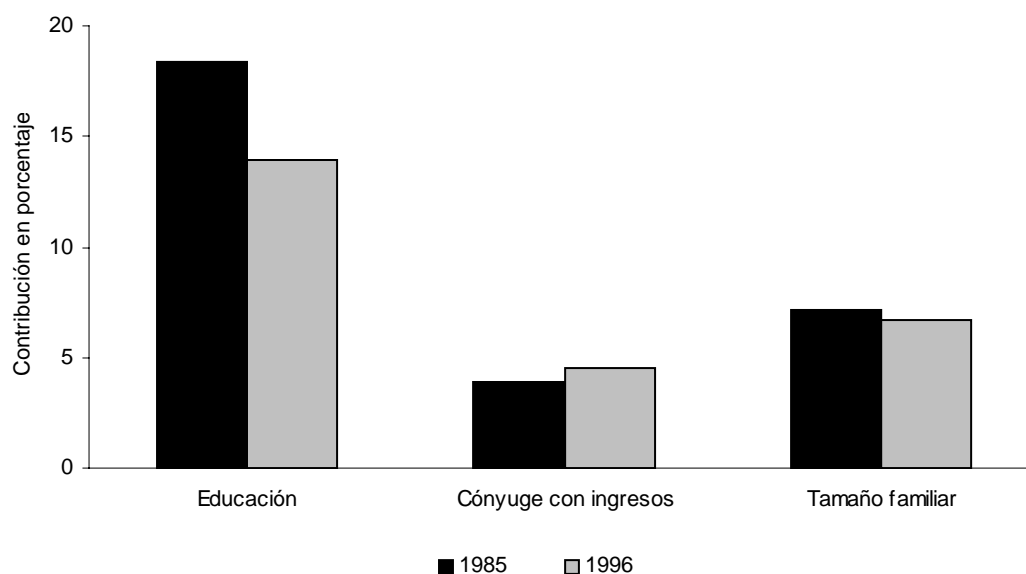
(96-85): diferencia entre 1996 y 1985.

Los valores porcentuales correspondientes a la diferencia entre 1996 y 1985 están calculados como porcentaje del cambio en la desigualdad.

$$I_0 = \frac{1}{n} \sum_i \log \frac{\mu}{y_i}$$

En términos porcentuales, la contribución de los tres efectos más importantes ha experimentado algunas modificaciones en el período analizado. Así, la educación ha reducido su aportación en la parte explicada de la desigualdad (desde aproximadamente el 18 al 14 por ciento entre 1986 y 1996). Igualmente, aunque en menor cuantía, el tamaño de la familia ha reducido su contribución a la explicación de la desigualdad. Finalmente, la participación del cónyuge en el mercado de trabajo se ha movido en la dirección opuesta, con un ligero aumento. Centrándonos en el primer y último año del período de análisis (véase gráfico 3), en 1985 el valor del índice de desigualdad era de 0,177, y de este valor la desigual distribución de la educación explicaba un 18 por 100, el desigual tamaño de las familias un 7 por 100, la existencia de cónyuges con ingresos frente a familias con un solo perceptor de rentas un 4 por 100 y el 71 por 100 restante debía atribuirse a factores que el modelo no contempla. De la menor desigualdad de la renta observada en 1996, la educación explica un porcentaje ligeramente inferior —un 14 por 100—, el tamaño y composición familiar sigue explicando un 7 por 100, la existencia de cónyuge con ingresos un 5 por 100 y los restantes factores un 74 por 100. Entre ellos cabe destacar los cambios en las relaciones entre el Sector Público y las familias y su impacto sobre la renta familiar —vía transferencias monetarias e impuestos—, la desigual distribución del stock de riqueza y de otras dotaciones iniciales —*background* familiar y otros efectos contextuales tales como el *networking* o red social y el capital social de la comunidad de residencia—, una serie de factores determinados por el individuo, como actitud hacia el trabajo o el espíritu de empresa (que podrían sintetizarse en la habilidad individual) y, finalmente, otros más exógenos al individuo como la suerte. La mayor parte de estos factores no son controlables, o lo son muy difícilmente. En cualquier caso, como ilustra el gráfico 3, la educación, que explica algo más que una sexta parte, se erige como el factor que por sí solo explica una mayor parte de la desigualdad total.

Gráfico 3. Principales factores explicativos de la desigualdad total



La substancial reducción de la desigualdad total también se debe en gran parte a la educación. Como muestra la última fila (panel derecho) del Cuadro 8, un 34 por 100 de la disminución en la desigualdad total viene explicada por la educación, un 8 por 100 por el tamaño familiar, un 2 por 100 por el trabajo del cónyuge y un 56 por 100 por restantes factores tales como la edad, el estado civil, el sexo de los cabezas de familia, o no explicados. En realidad, la parte no explicada es muy importante, lo que significa que variables que el modelo especificado no controla explican una buena parte de la reducción de la desigualdad. No obstante, cabe destacar el gran efecto igualador de la educación sobre la evolución de la desigualdad de la renta a lo largo de los 12 años comprendidos entre 1985 y 1996. Esta evidencia extiende, para la primera mitad de los noventa, el importante papel que la educación jugó en la reducción de la desigualdad de la renta en España durante la década de los ochenta (Del Río y Ruiz-Castillo, 2001).¹⁰

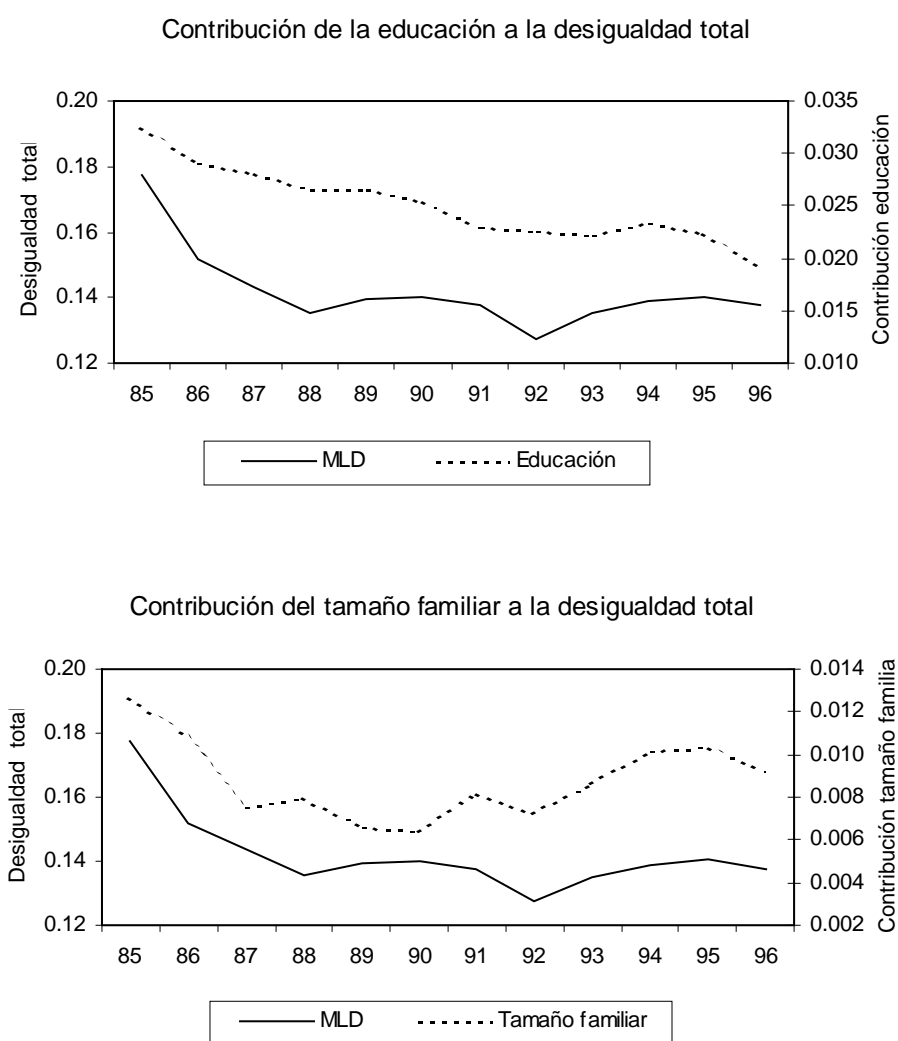
Dicho papel igualador se ilustra gráficamente en la parte superior del gráfico 4 en el que se muestra la evolución de la desigualdad total frente a la contribución de la educación. Dentro de esta contribución igualadora de la educación, cabe destacar el importante papel que ésta juega en el periodo en el que la desigualdad se incrementa. En efecto, durante el periodo 1992-1996 el incremento de la desigualdad total habría

¹⁰ Nótese que, aunque Del Río y Ruiz-Castillo (2001) utilizan la variable gasto y las EPF, las conclusiones que se obtienen al utilizar metodologías distintas como la nuestra (renta neta y ECPF) van en la misma dirección.

sido un tercio más grande si no hubiese sido por el efecto igualador que la educación ejerce sobre la distribución de la renta.

En este sentido, el comportamiento de la contribución del tamaño y la composición familiar es substancialmente distinta. Como ilustra la parte inferior de dicho gráfico, al considerar todo el periodo analizado, el tamaño y la composición familiar tiene un efecto igualador importante que, sin embargo, esconde la distinta contribución de esta variable según la tendencia en la desigualdad total. En efecto, aunque para el periodo 1985-1992, el tamaño y la composición familiar contribuye positivamente a la reducción de la desigualdad total en un 11 por 100, cuando la desigualdad total se incrementa (1992-1996) el tamaño y la composición familiar explica el 19 por 100 de dicho incremento.

Gráfico 4. Desigualdad, educación y tamaño familiar



Consideraciones finales

En síntesis, la principal conclusión que de este trabajo se desprende es destacar la importancia que la educación tiene tanto en la distribución de la renta como en la mejora observada. Así, y por lo que se refiere a la relevancia de esta variable en la distribución de la renta cabe recordar que esta aparece como la que más proporción de la desigualdad explica, tanto al principio como al final del período. Aunque cabe añadir que su peso se sitúa entre el 18 y el 14 por ciento, muy alejado de la parte no explicada por el modelo propuesto. Desde este punto de vista, la especificación utilizada no puede explicar aproximadamente el 74 por ciento de la desigualdad. Aunque en este trabajo no se ha profundizado en qué otros factores subyacen en este proceso, si cabe mencionar entre ellos la incidencia del Sector Público, la desigual distribución del stock de riqueza y de otras dotaciones iniciales (*background* familiar y otros efectos contextuales tales como el *networking* o red social y el capital social de la comunidad de residencia) y otros factores individuales que podrían resumirse en la habilidad. Adicionalmente, tampoco se han considerado aquí los importantes elementos de compensación que surgen entre familias cuando se incorpora el gasto público, y ello por los mismos motivos que se han comentado al considerar los factores fiscales.

En cualquier caso, y dado que la educación se erige como el factor que por sí solo explica una mayor parte de la desigualdad, con aproximadamente una sexta parte del total, garantizar que todos los miembros de la sociedad puedan acceder a unos estándares educativos adecuados, eliminando las restricciones financieras de las clases menos favorecidas económicamente, posiblemente sea uno de los pocos y mejores mecanismos redistributivos de renta que no solamente no entrañe coste alguno en términos de eficiencia, sino que tienda a acrecentarla. La cuestión clave radica en el diseño de los mecanismos institucionales adecuados para que las personas hábiles, pero sometidas a restricciones financieras que suelen caracterizar a los estratos de menor renta de la población, puedan acceder al sistema educativo.

Junto a ese elemento central, otros dos aspectos aparecen como substantivos y, probablemente, han de exigir nuevos esfuerzos de investigación. Así, el tamaño de la familia destaca como un factor que si bien ha ayudado a comprimir las diferencias de renta en la segunda mitad de los ochenta, durante la primera mitad de los noventa ha jugado el papel opuesto. En este contexto, cabe recordar que existe una clara correlación, probablemente no del todo intuitiva, entre tamaño del hogar y renta, de

forma que son los hogares más ricos los que más miembros (y más hijos menores) tienen. Lo acontecido en los años analizados apunta a que, junto al proceso general de reducción del tamaño del hogar en todas y cada una de las decilas, ha tenido lugar una disminución más importante en las decilas más pobres. Así, y dado que la distribución de la renta estudiada se corresponde con la de renta neta equivalente según la escala de equivalencias de Oxford, también empleada por la OCDE, los hogares más pobres y con menos hijos dependientes ven aumentado, de forma más elevada que los de mayor renta, su ingreso equivalente. Finalmente, la participación del cónyuge en el mercado de trabajo ha aparecido también como una característica que ha contribuido a la disminución de la desigualdad. Y ello ha pesar de que el aumento en dicha participación ha sido notablemente más elevado entre los hogares de mayor renta. En cualquier caso, su aportación al cambio experimentado en la distribución de la renta ha sido muy limitada.

Como consideración final, y a efectos de visualizar la posible evolución de la distribución de la renta en España, cabe señalar que es necesario profundizar en el mecanismo preciso mediante el cual el factor educativo está contribuyendo a la reducción de la desigualdad. En efecto, ese impacto podría tener lugar tanto por la redistribución del stock de capital humano que se ha producido, como por las modificaciones en los rendimientos de las distintas inversiones en educación efectuadas. A estos dos elementos cabría añadir las interacciones de ambos con el resto de factores que acaban determinando la distribución final de la renta. Además, otros elementos, vinculados directa o indirectamente a la educación, podrían ayudar a explicar aquella relación. Piénsese por ejemplo en el posible proceso de sobreeducación en España, del que comienza a existir alguna evidencia. O, en otro orden de cosas, en el hecho que la mejora del stock de capital humano en los sustentadores principales en España ha tenido lugar, básicamente, en aquellos hogares en los que sus sustentadores principales tienen entre los 21 y los 40 años que son, también en términos demográficos, las generaciones más nutridas. Por ello, y dado que en la segunda parte de los noventa ha continuado el doble proceso de aumento general del nivel educativo y de crecimiento superior de las generaciones intermedias (a medida que los hijos del *baby-boom* van desplazándose hacia arriba en la escala de edades), cabría esperar el mantenimiento del impacto del factor educativo sobre la evolución de la desigualdad en la distribución de la renta.

Anexo 1. Ocupación según nivel de estudios en España 1977-1999¹

Valores absolutos y estructura porcentual

	Sin estudios	Primarios	Secundarios			Presuperior	Superior	Total
			Sec.bajo	Secundario	Sec.tecnico			
Valores absolutos								
1977	2,059,708	7,819,183	959,861	655,379	158,337	346,284	339,151	12,337,903
1978	2,040,410	7,523,560	1,031,850	596,558	170,205	411,182	340,370	12,114,134
1979	1,907,974	7,332,120	1,098,642	569,061	186,054	445,899	372,626	11,912,376
1980	1,725,344	7,040,049	1,151,656	582,347	211,390	474,856	376,647	11,562,289
1981	1,570,886	6,780,220	1,205,780	608,958	221,963	466,943	373,111	11,227,861
1982	1,559,105	6,475,534	1,328,780	671,834	217,479	482,136	390,515	11,125,384
1983	1,474,671	6,130,237	1,486,543	697,377	247,514	542,086	466,458	11,044,886
1984	1,394,695	5,785,902	1,543,612	757,070	253,038	536,457	470,521	10,741,294
1985	1,327,947	5,463,040	1,673,548	798,664	288,794	527,104	497,726	10,576,821
1986	1,253,455	5,396,806	1,882,767	844,896	337,543	592,708	525,648	10,833,823
1987	1,326,123	5,349,114	2,261,122	885,719	309,196	627,534	570,758	11,329,566
1988	1,441,902	5,138,872	2,521,015	954,707	364,541	666,167	621,312	11,708,515
1989	1,466,797	4,938,263	2,881,155	1,065,236	406,865	734,239	701,855	12,194,411
1990	1,417,832	4,912,231	3,104,665	1,117,740	490,005	775,857	738,177	12,556,507
1991	1,337,664	4,786,502	3,231,498	1,154,346	531,736	795,626	784,772	12,622,143
1992	1,217,578	4,535,845	3,378,951	1,083,520	628,822	799,591	813,396	12,457,702
1993	1,094,868	4,098,025	3,297,202	1,089,957	659,840	839,575	788,099	11,867,567
1994	958,677	3,850,844	3,385,196	1,108,161	726,922	827,688	870,184	11,727,672
1995	893,011	3,780,932	3,573,758	1,172,287	796,519	867,435	943,501	12,027,443
1996	818,204	3,591,463	3,730,713	1,263,254	865,391	992,437	1,080,549	12,342,011
1997	786,231	3,498,639	3,969,153	1,338,193	938,889	1,058,364	1,116,954	12,706,423
1998	697,284	3,463,832	4,211,507	1,454,458	1,026,595	1,088,962	1,217,972	13,160,609
1999	728,780	3,324,139	4,547,599	1,540,455	1,151,274	1,144,832	1,335,946	13,773,025
2000	791,023	3,462,598	4,552,881	1,704,306	1,238,900	1,189,578	1,510,244	14,449,530
Estructura porcentual								
1977	16.7	63.4	7.8	5.3	1.3	2.8	2.7	100.0
1978	16.8	62.1	8.5	4.9	1.4	3.4	2.8	100.0
1979	16.0	61.6	9.2	4.8	1.6	3.7	3.1	100.0
1980	14.9	60.9	10.0	5.0	1.8	4.1	3.3	100.0
1981	14.0	60.4	10.7	5.4	2.0	4.2	3.3	100.0
1982	14.0	58.2	11.9	6.0	2.0	4.3	3.5	100.0
1983	13.4	55.5	13.5	6.3	2.2	4.9	4.2	100.0
1984	13.0	53.9	14.4	7.0	2.4	5.0	4.4	100.0
1985	12.6	51.7	15.8	7.6	2.7	5.0	4.7	100.0
1986	11.6	49.8	17.4	7.8	3.1	5.5	4.9	100.0
1987	11.7	47.2	20.0	7.8	2.7	5.5	5.0	100.0
1988	12.3	43.9	21.5	8.2	3.1	5.7	5.3	100.0
1989	12.0	40.5	23.6	8.7	3.3	6.0	5.8	100.0
1990	11.3	39.1	24.7	8.9	3.9	6.2	5.9	100.0
1991	10.6	37.9	25.6	9.1	4.2	6.3	6.2	100.0
1992	9.8	36.4	27.1	8.7	5.0	6.4	6.5	100.0
1993	9.2	34.5	27.8	9.2	5.6	7.1	6.6	100.0
1994	8.2	32.8	28.9	9.4	6.2	7.1	7.4	100.0
1995	7.4	31.4	29.7	9.7	6.6	7.2	7.8	100.0
1996	6.6	29.1	30.2	10.2	7.0	8.0	8.8	100.0
1997	6.2	27.5	31.2	10.5	7.4	8.3	8.8	100.0
1998	5.3	26.3	32.0	11.1	7.8	8.3	9.3	100.0
1999	5.3	24.1	33.0	11.2	8.4	8.3	9.7	100.0
2000	5.5	24.0	31.5	11.8	8.6	8.2	10.5	100.0

1. El grupo de 'sin estudios' incluye los 'analfabetos y sin estudios' de la EPA; el grupo de 'primarios', el de estudios primarios y ciclos inicial y medio de EGB; el de 'secundario bajo' los de bachiller elemental, ciclo superior de EGB y formación profesional de primer grado y de grado de medio; el de 'secundario' los grupos de bachiller superior y BUP; el de secundario técnico, la enseñanza profesional de segundo grado y de grado superior; el 'presuperior', las carreras universitarias de ciclo corto y el 'superior' las licenciaturas e ingenierías de ciclo largo.

Fuente: EPA segundo trimestre

Bibliografía citada

- Alba-Ramírez, A. (1993), "Mismatch in the Spanish Labour Market. Overeducation?", *Journal of Human Resources*, XXVIII (2).
- Alba-Ramírez, A. y L. Collado (1999), "Do wives' earnings contribute to reduce income inequality?: evidence from Spain", *Working Paper*, AD99-11, IVIE.
- Albert, C. (1998), "Higher education demand in Spain: the influence of labour market signals and family background", *Working Paper*, EC 98-17, IVIE.
- Aldás, J. y E. Uriel (1999), "Equidad y eficacia del sistema español de becas y ayudas al estudio", *Working Paper*, EC 99-11, IVIE.
- Barceinas Paredes, F., J. Oliver Alonso, J.L. Raymond Bara, y J.L. Roig Sabaté (2000), "Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España", *Papeles de Economía Española*, **86**: 128-148.
- Barceinas Paredes, F., J. Oliver Alonso, J.L. Raymond Bara, y J.L. Roig Sabaté (en curso de publicación): "Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España".
- Cea, F. y J.G. Mora (1992), "Análisis socioeconómico de la demanda de estudios superiores", *Estadística Española*, nº 34, 129, pp. 61-92.
- Del Río, C. y J. Ruiz-Castillo (2001), "Accounting for the decline in Spanish household expenditures inequality during the 1980s", *Spanish Economic Review*, de próxima aparición.
- Dolado, J.J.; Felgeuroso, F. y Gimeno, J.F. (2000): "La inserción laboral de los titulados universitarios en España", *Papeles de Economía Española*, **86**: 78-98.
- Fields, G. (1998): "Accounting for income inequality and its change", *Cornell University*, mimeo.
- Mañé Vernet, F. (2001), *Cambio tecnológico y cualificaciones en la industria española: una aproximación estructural*, mimeo, Departamento Economía Aplicada, UAB.
- Mañé Vernet, F. y J. Oliver Alonso (2001), "España, balance 2000", *Economistas*, Madrid.
- Mora Ruiz, J.G. (1996), "Equidad en el acceso a la educación superior: ¿para quién son las becas?", *Revista de Educación*, nº 309, pp. 239-259.
- Oliver, J., X. Ramos y J.L. Raymond (2001), "Anatomía de la distribución de la renta en España, 1985-1996: la continuidad de la mejora", *Papeles de Economía Española*, este número.
- Shorrocks, A. (1982): "Inequality decomposition by factor components", *Econometrica*, **50**: 193-212.