CAMBIO EDUCATIVO Y DESIGUALDAD SALARIAL: UN ANÁLISIS COMPARADO

Luis AYALA CAÑÓN
Iñaki IRIONDO MUJIKA (*)

I. INTRODUCCIÓN

UNO de los hechos fundamentales en el análisis de los mercados de trabajo durante las dos últimas décadas es el profundo cambio registrado por la distribución salarial. Existe una amplia literatura dedicada al estudio empírico y teórico de las modificaciones que han afectado durante este período al reparto individual de los salarios. La evidencia disponible apunta a una mayor intensidad del crecimiento de las diferencias salariales en países como Estados Unidos, Reino Unido o Australia, así como a la mayor estabilidad de las tendencias en la mayoría de los países de la Unión Europea. Aunque no se puede hablar de un comportamiento homogéneo en los países europeos, los datos parecen revelar que los cambios en la distribución salarial han sido menos drásticos, mientras que el desempleo se mantuvo durante los últimos veinte años a niveles muy superiores a los de Estados Unidos (1).

El alcance de las modificaciones de la estructura salarial ha dado origen a una fecunda línea de investigación centrada en los factores explicativos del cambio. Una primera línea argumental ha examinado los efectos que han podido tener los cambios en la demanda de trabajo. Una de las ideas básicas es que la difusión de las nuevas tecnologías de la información ha favorecido la creación de empleo y el crecimiento de las remuneraciones de los trabajadores más cualificados, mientras que lo contrario habría sucedido con los asalariados de menor cualificación (Berman, Bound y Griliches, 1994). Diversos estudios revelan, sin embargo, que en países que sufrieron un *shock* tecnológico similar el efecto sobre la estructura salarial y la composición del empleo fue muy distinto (Machin, Ryan y Van Reenan, 1996).

Una segunda hipótesis ha sido la posible relación entre el rápido crecimiento de los flujos de comercio exterior y el ensanchamiento de las diferencias salariales (Rodrik, 1997). La supresión de barreras para los intercambios comerciales entre los países menos industrializados, especializados en industrias intensivas en trabajo poco cualificado, y los países de la OCDE, con una clara ventaja comparativa en la dotación de trabajo cualificado, puede haber dado lugar a desplazamientos de la demanda. El resultado en los países con renta media más alta sería un aumento paralelo de la remuneración relativa del trabajo más cualificado y una caída del salario de los trabajadores con menor nivel educativo. Tal proceso se agudiza cuando se desarrollan estrategias de «innovación defensiva» en los sectores más amenazados por el flujo importador, consistentes en el desarrollo de procesos productivos que utilizan un volumen menor de trabajadores poco cualificados (Wood, 1998). Como sucedía con la explicación tecnológica, resulta difícil generalizar esta hipótesis a la mayoría de países industrializados. Neven y Wyplosz (1998), por ejemplo, muestran las dificultades existentes en muchos países europeos para identificar una relación clara entre la reducción de empleo en las industrias intensivas en trabajo y los cambios en los precios de los productos importados. Freeman y Revenga (1998) tampoco encuentran una asociación clara entre la penetración de las importaciones y los cambios en la distribución del empleo por niveles de cualificación en un amplio conjunto de países de la OCDE.

La inexistencia de un único factor explicativo común a todos los países, y la incapacidad de los dos procesos descritos para dar cuenta de la creciente dispersión salarial en grupos muy homogéneos de edad y cualificaciones, aconsejan investigar la posible intervención de mecanismos compensadores de la evolución salarial descrita. Probablemente, el tema más debatido ha sido la influencia de las instituciones que regulan el mercado de trabajo sobre la desigualdad salarial. Así, por ejemplo, el mantenimiento de un salario mínimo elevado puede suponer un freno para el aumento de la dispersión salarial, a costa de una menor creación de empleo poco cualificado. Mientras que esto ha sido lo habitual en muchos países europeos, en el caso de Estados Unidos el desmantelamiento del marco regulador del mercado de trabajo ha sido más intenso. Los estudios comparativos existentes revelan que si bien no existe una relación lineal entre el grado de regulación de los mercados y los cambios registrados en el empleo y los salarios, los factores institucionales parecen haber condicionado más los cambios en la desigualdad salarial que las fluctuaciones del desempleo (Ruiz-Huerta *et al.*, 1998).

Un segundo mecanismo compensador del aumento de la desigualdad salarial es el distinto grado de ajuste de la oferta de trabajo a los cambios

producidos en la demanda. Antes de los años ochenta, el aumento de la población activa con estudios universitarios corrió casi paralelo al crecimiento de la demanda de trabajadores cualificados en la mayoría de los países. El hecho de que en el período posterior el diferencial salarial favorable a los trabajadores con niveles educativos más altos haya aumentado de una manera tan destacada se podría interpretar como un problema de desfase en el ajuste de la oferta a los desplazamientos observados en la demanda.

Para evaluar empíricamente esta hipótesis, es necesario analizar en los distintos países la relación entre las tendencias en la desigualdad salarial y los cambios en la distribución del empleo por niveles educativos. Aunque en los últimos años ha habido importantes avances en el desarrollo de nuevas fuentes de datos, existen todavía pocos estudios que se apoyen en una base de datos que ofrezca información homogénea sobre ambos tipos de variables (2). Además, dichos estudios sólo consideran en contadas ocasiones el caso español. Todo ello aconseja investigar con mayor profundidad las relaciones entre los cambios en la desigualdad salarial y las transformaciones del perfil de cualificaciones de la población asalariada.

Éste es el objetivo de este trabajo, que toma como fuente de referencia las encuestas de ingresos y gastos de los hogares contenidas en el *Luxembourg Income Study*. Concretamente, se han elegido aquellas que ofrecen información para los países de la Unión Europea y para Estados Unidos y Canadá, como elementos de contraste, en el período comprendido entre mediados de los ochenta y el ecuador de la siguiente década. A través de su explotación, se pretende analizar el papel del cambio educativo en la evolución de la desigualdad salarial.

Con tal propósito, una vez revisadas las diversas opciones metodológicas, se llevan a cabo tres tipos de análisis. Como primer paso, se evalúan las similitudes y divergencias en el comportamiento de las diferencias salariales en los distintos países. En segundo lugar, se analiza la asociación entre las diferencias en las primas salariales de las distintas categorías educativas y los cambios en la composición de la población asalariada. En un tercer apartado, se examina la contribución de los diferenciales salariales entre niveles de educación al aumento de la desigualdad salarial mediante un ejercicio de descomposición de la variación de esta última. El trabajo se cierra con un breve recuento de conclusiones.

II. DATOS

1. La base de datos del *Luxembourg Income Study*

La base de datos del *Luxembourg Income Study* (LIS) incluye diversas encuestas sobre ingresos de los hogares realizadas en distintos países de la OCDE a lo largo de las tres últimas décadas. A estas encuestas, proporcionadas por las distintas oficinas estadísticas de cada país, se les aplica un tratamiento homogéneo que exige, en algunos casos, la redefinición de las variables fundamentales, como la unidad de referencia o las fuentes de renta de hogares e individuos. Este proceso facilita la realización de comparaciones internacionales, con una mejora sustancial sobre los estudios que utilizan directamente la información elaborada por cada país. La explotación de los microdatos de las distintas encuestas recogidas en LIS permite analizar con detalle diversas cuestiones relativas a la distribución de los ingresos. Existe información suficiente para investigar en términos comparados aspectos como el efecto de determinadas prestaciones sociales sobre la participación laboral, las diferencias en la cobertura pública de determinados riesgos individuales o, como nos planteamos en este trabajo, la influencia de las características personales de los trabajadores en sus remuneraciones.

El avance que ha supuesto este intento de armonización de las fuentes no debe ocultar, sin embargo, la existencia de limitaciones todavía importantes en la comparabilidad de los resultados. Al tratarse de encuestas distintas, la homogeneidad conseguida no puede ser total, debido a que los datos de origen presentan diferencias importantes en cuanto a objetivos principales, tamaño muestral o porcentajes de no respuesta . Por tales motivos, la calidad de la información de base puede ser distinta en cada país. Tal es el caso, por ejemplo, del tradicional problema de la subestimación de los ingresos (3). Como se verá, el análisis de los datos revela que la presencia de algunas observaciones anómalas en el extremo inferior de la escala salarial, como en Finlandia o Francia, puede introducir distorsiones importantes en la descripción de los cambios.

Otro problema importante es el de la limitada capacidad para unificar las definiciones de determinadas variables, como el nivel educativo de los miembros del hogar o su relación con la actividad económica. En cualquier caso, queda un amplio margen para que cada investigador identifique es-

tas dificultades y juegue con las distintas opciones posibles. Para ello, resulta necesario explicitar con claridad la mayor o menor comparabilidad de la información utilizada y el grado de confianza que merecen los resultados.

2. Países seleccionados para el estudio

En este trabajo optamos por centrar la atención en una selección de países de la OCDE que representan modelos organizativos distintos del mercado de trabajo. Así, se incluyen varios países europeos de diferentes características —países del Este, centroeuropeos, mediterráneos y nórdicos—, así como Estados Unidos y Canadá.

Aunque el período objeto de estudio es el comprendido entre mediados de los ochenta y mediados de los noventa, la carencia o los problemas de comparabilidad de la variable «nivel de educación» en determinadas encuestas anteriores a los años noventa obliga en algunos casos a considerar períodos más cortos (Suecia, Hungría, y Alemania). Por otra parte, el interés por situar la experiencia española en el contexto de la Unión Europea se enfrenta con la no disponibilidad de encuestas comparables para los dos fechas utilizadas como referencia, por lo que utilizamos 1980 como primer año de estudio.

Algunos de los países escogidos presentan diferencias importantes en el tamaño del fichero de los miembros del hogar (ver anexo). En términos relativos, puede decirse que la muestra es considerablemente mayor en España o Bélgica, por ejemplo, que en Alemania o el Reino Unido. Se da también la circunstancia de que hay países en los que la dimensión de la muestra varía considerablemente entre las dos olas de datos. En Bélgica y Finlandia la población encuestada experimenta una importante reducción, mientras que en Suecia, Estados Unidos y Canadá sucede lo contrario.

3. Definición de las variables salariales y educativas

El análisis de las relaciones entre la estructura salarial de cada país y los cambios en los niveles educativos de los trabajadores obliga a definir de modo homogéneo las variables relacionadas con la remuneración de los asalariados y con el tipo de estudios completados. Las singularidades que el primero de estos conceptos presenta en cada país dificultan la construcción de una definición homogénea. Se opta, por ello, por un concepto amplio, que pueda ser fácilmente identificable en las distintas encuestas. Concretamente, la variable utilizada para medir las ganancias de los trabajadores es la remuneración anual bruta de los asalariados.

En algunos países se utilizan los ingresos individuales netos en lugar de los brutos, debido a la ausencia de ese último dato (4). Ello complica en cierta medida la interpretación de las fuentes de la desigualdad salarial, ya que el efecto redistributivo de la intervención pública puede ejercer un efecto compensatorio sobre las desigualdades inducidas por los cambios educativos.

La necesaria diferenciación del trabajo a tiempo parcial y del número de horas trabajadas obliga a realizar otros ajustes adicionales. Se ha optado por considerar como colectivo objeto de estudio a los trabajadores a tiempo completo, considerando tanto la cifra de semanas trabajadas (47 o más) como el número de horas semanales (35 o más). No todos los países disponen de esa información para las dos fechas tomadas como referencia. Tal es el caso de Bélgica, Francia, Holanda, Italia y España. Para minimizar las diferencias, se ha optado también por reducir la muestra a los asalariados varones que son sustentadores principales de sus hogares y que tienen edades comprendidas entre 25 y 55 años. Por un lado, se trata de los trabajadores con mayor probabilidad de trabajar a tiempo completo durante todo el año. Por otro, esta selección permite aislar el «núcleo duro» de la distribución salarial, que es el más relevante para el análisis de posibles cambios estructurales en la desigualdad salarial.

Para llevar a cabo la comparación, ha sido necesario estandarizar la variable educativa mediante una clasificación común para todos los países. En algunos países, las categorías educativas se definen como los años de estudio necesarios para alcanzar cada nivel. En otros casos, la clasificación empleada hace referencia a los niveles de estudio propios del sistema educativo de cada país. Las diferencias no sólo se dan, además, entre países, sino que, en algunos casos, cambian entre las distintas fechas de realización de las encuestas.

En la medida de lo posible, se ha intentado adaptar a los países seleccionados la clasificación que ofrecen los principales organismos internacionales (cuadro n.º 1) para facilitar las comparaciones de indicadores educativos (OCDE, 1999). En algunos de los países seleccionados, la información contenida en las encuestas impide utilizar una clasificación tan detallada. Por ello, se ha optado

CUADRO N.º 1

INDICADORES EDUCATIVOS INTERNACIONALES (ISCED)

Nivel educativo	*Contenido*	*Clasificación Estándar Internacional (ISCED)*
Educación infantil	Programas preescolares	ISCED 0
Educación primaria	Primera etapa de la educación básica (hasta 11 ó 12 años de edad)	ISCED 1
Educación secundaria, 1.er ciclo	Primera etapa de la educación secundaria (hasta 14 ó 15 años de edad)	ISCED 2
Educación secundaria, 2.º ciclo	Ultima etapa hasta terminar la etapa de educación secundaria (hasta 18 ó 19 años)	ISCED 3,4
Educación terciaria B	Programas más avanzados que el 2.º ciclo de secundaria	ISCED 5B
Educación terciaria A	Educación universitaria	ISCED 5A
Investigación	Programas para obtener títulos de tercer ciclo universitario	ISCED 6

por reducir los grupos a tres: nivel educativo bajo o educación primaria (ISCED 0,1), nivel educativo medio o educación secundaria y post-secundaria (ISCED 2, 3, 4 y 5B) y nivel educativo alto (ISCED 5A y 6).

Esta opción no está exenta de inconvenientes. Diversos estudios revelan que trabajadores del mismo nivel educativo presentan *stocks* formativos y cualificaciones muy diferentes en distintos países (OCDE, 1995, y Manacorda y Manning, 1999). La calidad de la formación profesional en los países nórdicos, por ejemplo, puede dar lugar a que trabajadores sin titulación universitaria tengan una formación igual o superior a la de los titulados universitarios de otros países. De la misma forma, al considerar como variable de referencia el nivel educativo alcanzado, se están obviando las posibles diferencias internacionales en la importancia que tiene la formación continua. Distintos trabajos ponen de manifiesto que la intensidad de este tipo de formación varía sensiblemente entre los países de la OCDE (Leuven *et al.,* 1998). La sensibilidad de los resultados sobre salarios y empleo ante cambios en las opciones metodológicas adoptadas para medir el nivel educativo es considerable. Las conclusiones, por ejemplo, de los últimos autores citados son muy distintas de las obtenidas por Blau y Kahn (1996) con una selección similar de países.

En este sentido, el hecho de que la definición de la variable educativa propuesta para este trabajo coincida con la utilizada en otros estudios con los datos de LIS facilita la posible comparación de resultados y permite contrastar las conclusiones con las obtenidas por investigaciones de corte similar (5).

III. DESIGUALDAD SALARIAL: DIFERENCIAS Y CAMBIOS

Para realizar una buena medición de las diferencias en los niveles y tendencias de la desigualdad salarial en los distintos países considerados, resulta fundamental seleccionar un conjunto de indicadores adecuados. La literatura sobre cuál de las medidas habitualmente utilizadas en el análisis de la distribución de la renta reúne las mejores condiciones en la elaboración de comparaciones internacionales es amplia (6). La posible sensibilidad de los resultados frente a los índices concretos obtenidos aconseja utilizar diferentes medidas de la desigualdad.

Un primer indicador relevante es el cociente entre los límites superiores de la novena y la primera decila de salarios (D9/D1). La mayoría de los indicadores de desigualdad se muestran especialmente sensibles a lo que sucede en los grupos extremos de renta. Dado que los procedimientos que se utilizan en cada país para corregir la representatividad de los salarios muy altos y muy bajos fluctúa considerablemente, los resultados que se obtienen con el indicador propuesto, menos afectado por lo que pase en los extremos de la distribución salarial, pueden resultar más consistentes (7).

Un segundo indicador seleccionado es el índice de Gini. La expresión utilizada para el cálculo de este índice es:

$$G = [1 / (2n^2\mu)] \Sigma_i^n \Sigma_j^n |y_i - y_j|,$$

donde y_i, y_j son las remuneraciones correspondientes a cualesquiera dos trabajadores $i, j \in (1, 2, ..., n)$ y μ el salario medio de la población. La principal ventaja de este índice radica en su amplia difusión y en la sencillez de su interpretación. En el caso concreto de las comparaciones internacionales, se beneficia, además, del mayor peso que otorga a las variaciones de las remuneraciones de los trabajadores situados en los estratos centrales de la distribución. Ello presenta la ventaja, en las comparaciones internacionales, de hacer menos sensibles los resultados a las citadas diferencias en el tratamiento de los valores extremos.

En el caso de los índices de Theil, la expresión es:

$$T(1) = (1 / n) \Sigma_i^n (y_i / \mu) \log (y_i / \mu) \quad \text{si } c = 1$$

$$T(0) = (1 / n) \Sigma \log (\mu / y_i) \quad \text{si } c = 0$$

La principal ventaja de este indicador, además de la extensión en su uso, es que sus cambios pueden descomponerse en distintas fuentes. Si tenemos una partición de la población en distintos grupos —en este caso, los distintos segmentos de asalariados por niveles educativos— podemos evaluar en qué medida un cambio en la desigualdad puede atribuirse a las diferencias entre los grupos o a los cambios producidos en el interior de cada grupo.

Finalmente, se utiliza también la familia de indicadores de Atkinson, cuya expresión formal es:

$$A(e) = 1 - [(1 / n) \Sigma_i^n (y_i / \mu)^{1-e}]^{1/(1-e)} \text{ para } e \geq 0 \text{ y } e \neq 1$$

$$A(e) = 1 - \exp [(1 / n) \Sigma_i^n \text{Ln} (y_i / \mu)] \quad \text{para } e = 1$$

La ventaja de este indicador es que permite explicitar la función de bienestar social asociada a cada distribución o, más concretamente, el grado de aversión a la desigualdad (e) incorporado en dicha función. A medida que aumenta el valor de e, se concede más importancia a la existencia de trabajadores con remuneraciones bajas en el conjunto de la población asalariada.

La estimación de los distintos indicadores con los datos de las encuestas de LIS permite ordenar los países considerados según el alcance de la desigualdad salarial (cuadro n.º 2). Aunque la clasificación varía según el indicador que se considere, cabe hablar, en general, de tres grupos distintos. Entre los países con altos niveles de desigualdad salarial a mediados de los noventa destacan Estados Unidos, Hungría y, a cierta distancia, Francia. Un nutrido grupo de países podría caracterizarse como de desigualdad intermedia, y abarca a Canadá, Reino Unido, Alemania, España y Finlandia. El tercer grupo, constituido por Suecia, Italia, Holanda y Bélgica, tendría como rasgo común la existencia de bajos indicadores de desigualdad.

Dichos resultados coinciden con los de otros estudios que ofrecen información sobre comparaciones homogéneas de desigualdad salarial (Gottschalk y Smeeding, 1997, y OCDE, 1996). Destaca, en todo caso, la inclusión de Canadá en el grupo de desigualdad intermedia, ya que en otros estudios presenta niveles más altos. Existiría así un patrón bien definido, según el cual la mayoría de los países de la Unión Europea con información disponible presentarían bajos niveles de desigualdad, frente a la mayor dispersión salarial característica del mercado de trabajo estadounidense.

No obstante, existen algunos casos en los que los resultados obtenidos parecen verse afectados por los problemas derivados de las deficiencias de la información original. Los elevados valores del índice de Atkinson cuando se utilizan parámetros de aversión a la desigualdad altos podrían sugerir la existencia de un segmento de trabajadores con bajos salarios en países como Francia, Suecia o Finlandia. En la práctica, sin embargo, la existencia de salarios mínimos relativamente elevados en dichos países limita la posible extensión de ese fenómeno (Fitoussi, 1994). En el caso francés, hay que subrayar, además, la mencionada ausencia de datos sobre el número de horas trabajadas y el carácter parcial o a tiempo completo del empleo, que podría distorsionar los resultados.

Estos y otros problemas hacen que sea más fructífero centrar la atención en los cambios de la desigualdad salarial, que pueden analizarse con mayor fiabilidad que las diferencias entre países en un momento dado del tiempo. Los resultados obtenidos sobre la variación de los indicadores en cada país revelan que en la mayoría de los casos la dispersión en las ganancias de los trabajadores aumentó en el período considerado (gráfico 1). Dicho aumento fue especialmente importante en países como Hungría, Alemania, Finlandia, Francia y Estados Unidos. En el primero de esos países destaca, sobre todo, que el crecimiento de la desigualdad salarial se produjo en un período muy corto. La acelerada desregulación del mercado de trabajo y el fuerte *shock* que supuso la rápida transición desde un sistema de planificación económica hacia una economía de mercado aumentaron la dispersión entre los asalariados. Tales diferencias eran, además, ya antes del comienzo de la transición, las

CUADRO N.º 2

INDICADORES DE DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL
(Asalariados varones sustentadores principales, 25-55 años de edad, a tiempo completo)

	Año	*Gini*	*D9/D1*	*Theil (0)*	*Theil (1)*	*Atk (0,5)*	*Atk (1)*	*Atk (1,5)*
Bélgica	1985	0,2134	2,36	0,0816	0,0836	0,0400	0,0784	0,1195
	1992	0,2154	2,34	0,0827	0,0832	0,0403	0,0794	0,1208
Holanda	1987	0,2269	2,58	0,0912	0,0914	0,0441	0,0872	0,1343
	1994	0,2254	2,63	0,1219	0,0956	0,0504	0,1148	0,2304
Italia	1986	0,2062	2,45	0,0895	0,0786	0,0404	0,0856	0,1430
	1995	0,2318	2,66	0,1099	0,0989	0,0499	0,1041	0,1699
Suecia	1992	0,2339	2,55	0,1473	0,1045	0,0559	0,1370	0,3438
	1995	0,2365	2,59	0,1587	0,1145	0,0595	0,1468	0,4027
Finlandia	1987	0,2109	2,40	0,0766	0,0796	0,0380	0,0738	0,1112
	1995	0,2608	2,97	0,2719	0,1373	0,0819	0,2381	0,6179
España	1980	0,2758	3,40	0,1472	0,1358	0,0670	0,1369	0,2194
	1990	0,2652	3,15	0,1475	0,1476	0,0681	0,1372	0,2248
Alemania	1989	0,2316	2,38	0,1003	0,1221	0,0522	0,0954	0,1416
	1994	0,2661	2,82	0,1392	0,1929	0,0739	0,1299	0,1961
Reino Unido	1986	0,2523	3,01	0,1052	0,1100	0,0521	0,0998	0,1447
	1995	0,2677	3,16	0,1188	0,1280	0,0595	0,1120	0,1606
Canadá	1987	0,2578	3,11	0,1406	0,1215	0,0612	0,1312	0,2377
	1994	0,2687	3,30	0,1435	0,1373	0,0657	0,1337	0,2245
Francia	1984	0,2497	2,78	0,1030	0,1138	0,0524	0,0979	0,1393
	1994	0,3155	4,08	0,2304	0,1822	0,0920	0,2058	0,6668
Hungría	1991	0,3074	3,61	0,1677	0,1788	0,0816	0,1544	0,2306
	1994	0,3594	4,65	0,2240	0,2371	0,1080	0,2007	0,2864
EE.UU.	1986	0,2950	3,85	0,1626	0,1460	0,0724	0,1501	0,3138
	1994	0,3384	4,49	0,2024	0,2040	0,0956	0,1833	0,2811

Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

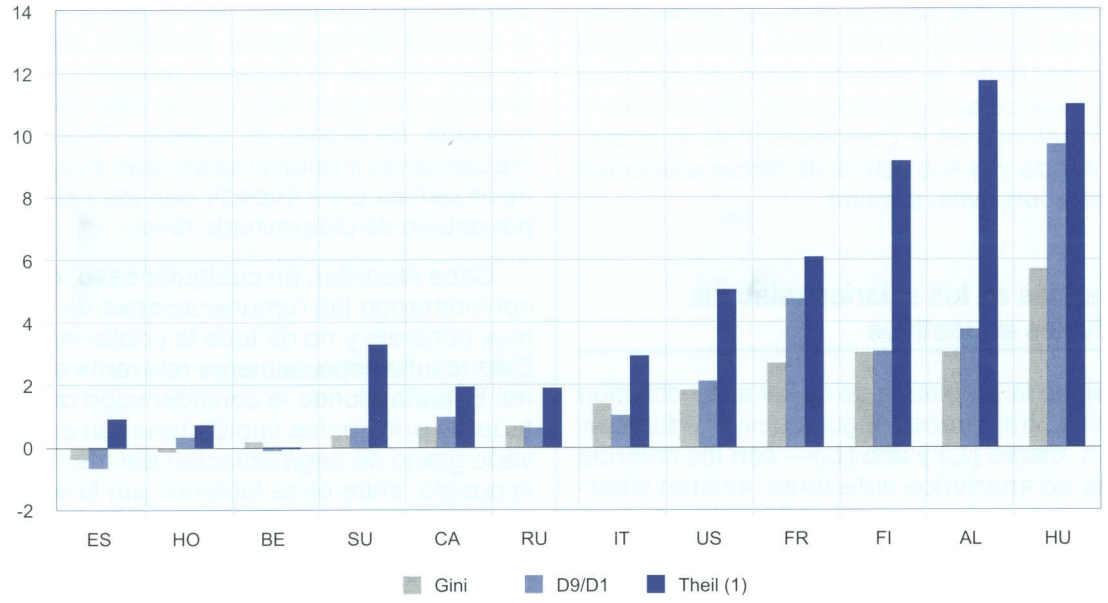
más altas del conjunto de países de la Europa del Este (Jackman y Rutkowski, 1994).

En el caso alemán, buena parte de los cambios en la desigualdad salarial, con un crecimiento intenso, deben atribuirse al proceso de reunificación emprendido en la primera mitad de los noventa. En un intervalo de tiempo muy reducido, se incorporó a la estructura salarial un amplio segmento de trabajadores con salarios bajos. Igualmente singular es el caso de los países nórdicos, en los que, durante ese mismo período, se dieron cambios importantes en la organización del mercado de trabajo y su estructura de remuneraciones. Algunas de sus características tradicionales —peso importante de los sindicatos, centralización de la negociación colectiva, reducidas diferencias salariales por grupos educativos o género y salarios mínimos relativamente elevados— tuvieron que modificarse ante los cambios sustanciales del contexto macroeconómico (8). Las repercusiones han sido distintas, sin embargo, en cada uno de estos países, como muestra el crecimiento más moderado de la desigualdad salarial en Suecia que en Finlandia, muy afectado este último país en los primeros noventa por el hundimiento de la economía soviética.

El crecimiento de las desigualdades salariales en Estados Unidos es un hecho sobradamente conocido. La confluencia de distintos factores, como la desregulación creciente del mercado de trabajo, el incremento de los flujos de comercio exterior y los cambios en la estructura industrial, han dado lugar a un aumento continuado de los indicadores de dispersión salarial. No obstante, otra conclusión común en la mayoría de los estudios es que las desigualdades salariales aumentaron más a lo largo de los años ochenta que en la primera mitad de los noventa.

Entre los países que registraron un crecimiento moderado de la desigualdad, o incluso una leve reducción, están Bélgica, Holanda y España. En el primeros de esos países, la estabilidad económica y la ausencia de grandes cambios en el mercado de trabajo permitieron mantener un comportamiento relativamente atípico en el contexto de los paí-

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD SALARIAL
(Tasas medias de variación anual)



Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

ses de la OCDE. Algo similar sucede en Holanda, aunque en este caso concreto hay que tener en cuenta que la principal transformación acaecida en su mercado de trabajo, consistente en el importante crecimiento del empleo a tiempo parcial, no se recoge en los cálculos realizados en este trabajo por las decisiones sobre la selección de la muestra explicadas anteriormente.

Un comentario parecido merece el caso español, donde los criterios de selección de la muestra también excluyen del análisis algunos de los principales cambios recientes, como es, por ejemplo, el crecimiento sin parangón del empleo temporal en el último tercio del período considerado, que afectó especialmente a jóvenes y mujeres. Por otra parte, el hecho de carecer de información comparable posterior a la de la última EPF impide el estudio de los cambios posteriores de la estructura salarial. Entre estos, hemos de destacar una mas clara tendencia al alza de la desigualdad en el período más reciente, debido a los efectos de las transformaciones de la estructura industrial y el desarrollo de los servicios, los cambios en el empleo público y el asentamiento de nuevas formas de segmentación laboral (Ayala, Ruiz-Huerta y Martínez, 1998).

Esta breve revisión de los cambios en cada país y de sus posibles razones explicativas deja entrever la posibilidad de que existan elementos específicos que afecten al comportamiento de la distribución salarial y ayuden a explicar que procesos económicos en buena medida comunes hayan dado lugar a diferentes tendencias de la desigualdad salarial en unos y otros países. Una de las posibles hipótesis, como se señaló, se refiere al grado en que los cambios en la cualificación de la oferta de trabajo y en las diferencias en los salarios relativos de los diferentes grupos pueden haber influido sobre el aumento de la desigualdad salarial. Al análisis de esta hipótesis se dedican los dos apartados siguientes.

IV. LA ESTRUCTURA SALARIAL POR NIVELES EDUCATIVOS

Una de las explicaciones más frecuentes de los cambios en la desigualdad salarial observados es el aumento de las diferencias en las remuneraciones de los distintos grupos educativos. La idea más ampliamente aceptada es que los salarios reales de los trabajadores con menor nivel educati-

vo han contenido o reducido su ritmo de crecimiento, mientras que lo contrario ha sucedido con las ganancias de los trabajadores con un *stock* educativo más alto. Detrás de ese proceso juegan tanto un desplazamiento de la demanda favorable a los trabajadores más cualificados como un aumento insuficiente de la oferta de titulados. Parece lógico examinar, por tanto, la relación entre los cambios de la desigualdad salarial descritos, por un lado, y las modificaciones en la composición de la población asalariada y la estructura de remuneraciones por niveles educativos, por otro.

1. Diferencias en los salarios relativos por niveles educativos

Si se sigue la propuesta de dividir a la población asalariada en tres grupos según su nivel educativo —bajo (L_1), medio (L_2) y alto (L_3)— con los criterios señalados en apartados anteriores, existen diversos procedimientos para resumir las diferencias y los cambios en los salarios relativos de cada segmento. Los salarios de cada grupo se pueden expresar como porcentajes de la retribución media del total de asalariados (μ) o como proporción de los salarios relativos del resto de categorías.

La estimación de estos indicadores con los datos más recientes para los países seleccionados permite estudiar el alcance de las diferencias en la estructura salarial por niveles educativos (cuadro número 3). Como primer rasgo destaca, que mientras que los salarios de los trabajadores con el nivel educativo más bajo son especialmente reducidos en Estados Unidos, Reino Unido y Hungría, en la mayoría de los países europeos, especialmente en los nórdicos, la distancia respecto a la media de la población asalariada es considerablemente más reducida. En el caso de Suecia y Finlandia, existen mecanismos institucionales más intensos que en otros países para impedir que los salarios caigan por debajo de determinado nivel.

Cabe recordar, en cualquier caso, que se están considerando las remuneraciones de un colectivo muy concreto y no de toda la población asalariada. Esto resulta especialmente relevante en países como España, donde la consideración de los sustentadores principales impide tener en cuenta el elevado grado de segmentación del mercado laboral, impuesto, entre otros factores, por la acusada temporalidad de la relación laboral. Si se considerara el conjunto de la distribución salarial, la presencia de salarios bajos sería sensiblemente mayor (9).

No existe una correspondencia exacta entre las diferencias en los salarios relativos de los trabajadores con menor nivel educativo en los distintos países y las que afectan a los trabajadores con titulación superior. Los salarios de los titulados su-

CUADRO N.º 3

SALARIOS RELATIVOS DE LOS DE LOS DISTINTOS GRUPOS EDUCATIVOS

PAÍSES	A) SALARIO CATEGORÍA / SALARIO MEDIO			B) SALARIO TITULADOS / SALARIO OTROS GRUPOS	
	w_1/μ	w_2/μ	w_3/μ	w_3/w_1	w_3/w_2
Bélgica 92	83,6	91,0	120,9	1,45	1,33
Finlandia 95	84,2	91,2	138,6	1,65	1,52
Francia 94	70,6	92,4	147,2	2,08	1,59
Alemania 94	79,3	88,8	157,9	1,99	1,78
Italia 95	84,2	108,6	148,7	1,77	1,37
Holanda 94	81,2	91,5	126,8	1,56	1,39
España 90	83,3	116,7	155,0	1,86	1,33
Suecia 95	85,2	92,5	123,0	1,44	1,33
EE.UU. 94	57,9	83,7	139,4	2,41	1,66
Canadá 94	81,8	94,0	129,4	1,58	1,38
Hungría 94	61,3	85,3	170,3	2,78	2,00
Reino Unido 95	64,6	91,7	142,4	2,20	1,55

μ: Salario medio del total de asalariados.
w_1: Salario medio de los asalariados con nivel educativo bajo.
w_2: Salario medio de los asalariados con nivel educativo medio.
w_3: Salario medio de los asalariados con nivel educativo alto.
Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

periores son considerablemente mayores que la media en Alemania, Hungría y España, y lo contrario sucede en Bélgica, Suecia y Holanda. Resulta interesante, por tanto, calcular la relación entre los salarios de los titulados universitarios y los correspondientes al resto de categorías.

Así, los cálculos realizados permiten observar que las mayores diferencias salariales entre los distintos niveles educativos son las que registran Hungría, Estados Unidos y el Reino Unido. En estos países, los salarios de los titulados superiores más que duplican los conseguidos por los trabajadores con niveles iguales o inferiores a la educación primaria. En el otro extremo, Suecia, Bélgica y Holanda se reafirman, dentro del grupo seleccionado, como los países industrializados donde el alcance de las diferencias entre los grupos educativos es menor.

Como sucedía en el caso de la desigualdad salarial, las diferencias en el tratamiento de los datos y el resto de cuestiones señaladas hacen más difícil la comparación de los indicadores en un momento dado que la observación de los cambios a lo largo del tiempo. Para vincular las diferencias en las remuneraciones de cada grupo educativo con el comportamiento observado de la desigualdad salarial, resulta necesario analizar si esas diferencias se están acortando o si, por el contrario, los trabajadores con mayor nivel educativo ganan cada vez más respecto a la media o al resto de grupos.

Tal información es la que proporciona el cuadro número 4, en el que se recoge el crecimiento medio anual de cada uno de los indicadores considerados anteriormente. Destaca, en primer lugar, la reducción, casi generalizada, de los salarios relativos de los trabajadores con menor nivel educativo. No obstante, la intensidad de esta reducción fluctúa considerablemente entre los países seleccionados. Así, tal proceso ha sido especialmente importante en Hungría, Reino Unido, Estados Unidos y Francia. Cuando la atención se fija en lo sucedido con los titulados superiores, la nota dominante es la divergencia observable en el signo de cambio. Mientras que en algunos casos se redujo la distancia respecto a la media, como en los países nórdicos, Holanda, España y Canadá, lo contrario sucedió en Estados Unidos, Reino Unido y Alemania.

Las diferentes tendencias observadas han dado lugar a cambios en los indicadores de distancia entre los grupos educativos extremos. Las diferencias se redujeron en España, Finlandia, Canadá, Suecia y Holanda, mientras que se ampliaron en Hungría, Alemania, Reino Unido y Estados Unidos. El hecho de que en el primer grupo de países la desi-

CUADRO N.º 4

SALARIOS RELATIVOS DE LOS DISTINTOS GRUPOS EDUCATIVOS
(Tasas medias de variación anual)

PAÍSES	*A) SALARIO CATEGORÍA / SALARIO MEDIO*			*B) SALARIO TITULADOS / SALARIO OTROS GRUPOS*	
	w_1/μ	w_2/μ	w_3/μ	w_3/w_1	w_3/w_2
Bélgica	–0,7	–0,4	0,0	0,7	0,4
Finlandia	–0,4	–0,2	–0,4	–1,4	–1,3
Francia	–1,8	–2,1	0,1	2,3	2,8
Alemania	0,4	–0,4	1,1	6,4	10,3
Italia	–0,4	–0,6	0,8	1,3	1,6
Holanda	0,2	–1,8	–0,2	–0,4	1,8
España	–0,4	–1,9	–2,0	–1,7	–0,2
Suecia	–0,2	–0,2	–0,4	–0,9	–1,8
EE.UU.	–1,7	–0,8	1,0	7,8	2,3
Canadá	–0,4	–0,2	–0,3	–0,9	–0,2
Hungría	–7,2	–1,7	0,6	8,8	3,4
Reino Unido	–3,0	–0,5	1,1	5,3	2,5

μ: Salario medio del total de asalariados;
w_1: Salario medio de los asalariados con nivel educativo bajo
w_2: Salario medio de los asalariados con nivel educativo medio
w_3: Salario medio de los asalariados con nivel educativo alto
Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

gualdad salarial aumentara muy moderadamente, o que incluso se redujera, y de que en el segundo bloque estén los países en los que más aumentó la dispersión en las remuneraciones, refuerza la idea ya señalada de una posible conexión entre los diferenciales entre grupos educativos y el comportamiento global de la desigualdad salarial.

2. Estimaciones de ecuaciones salariales con los datos de LIS

Una de las vías más habituales en el estudio del rendimiento de la educación es la estimación de ecuaciones salariales, en las que la inclusión de variables educativas y otras características individuales de los trabajadores permite estimar cómo cambia la remuneración cuando aumenta el nivel educativo del trabajador. La ventaja que ofrece este procedimiento frente al análisis anterior de los salarios relativos es la posibilidad de controlar el efecto que tienen los salarios sobre la educación cuando se introducen otras características de los trabajadores, tratándose, por tanto, de una medida más perfecta que las diferencias brutas de la sección anterior. En su forma más básica, tales ecuaciones se estiman a través de una función de ingresos al estilo Mincer:

$$w_i = f(e_i, h_i, X_i) + u_i$$

donde w_i es una medida de la remuneración de cada trabajador, normalmente el salario expresado en forma logarítmica, e_i representa el nivel de estudios, h_i es una variable no observable representativa de la habilidad individual y X_i representa otras características individuales que a priori pueden afectar a la remuneración, como el sexo del trabajador, la edad o la experiencia. Tradicionalmente, estas ecuaciones se han estimado a través de regresiones por mínimos cuadrados ordinarios, y sus resultados se han utilizado para contrastar distintas hipótesis de la teoría del capital humano.

Con los límites que impone una reducida disponibilidad de variables homogéneas para todos los países considerados y el hecho de que pueda haber otras características que afecten a los coeficientes de las variables educativas, se ha estimado la siguiente ecuación salarial:

$$\text{Ln } w_i = \beta_0 + \beta_1 E1 + \beta_2 E3 + \beta_3 edad + \beta_4 edad^2 + u_i$$

donde la variable dependiente, los salarios, se expresa en logaritmos, y se introducen como variables explicativas la educación, en forma de variable *dummy* —E1 corresponde al nivel educativo inferior y E3 al superior—, la edad y la edad al cuadrado. La introducción de la edad en forma cuadrática permite evaluar si los salarios crecen con la edad —experiencia—, a una tasa decreciente ($\beta_3 > 0$ y $\beta_4 < 0$). El último componente de la ecuación representa el término de error (u_i).

En el cuadro n.º 5 se recogen los resultados de la estimación de la ecuación salarial para cada país en los dos años tomados como referencia en la comparación. Al igual que en el resto del artículo, la muestra analizada se ha centrado en los sustentadores principales varones, trabajadores por cuenta ajena, con edades comprendidas entre 25 y 55 años. De la misma forma, la muestra se ha restringido a los individuos que han trabajado más de 47 semanas anuales a tiempo completo cuando la información estadística estaba disponible. Se han empleado mínimos cuadrados ordinarios y, partiendo de la base de que no toda la población tiene la misma probabilidad de aparecer en la muestra, se han introducido ponderaciones en la regresión.

En la medida en que la ecuación salarial es semi-logarítmica, los coeficientes se interpretan de la siguiente forma: en el caso de las variables continuas, como la edad, el coeficiente representa la tasa de crecimiento medio de los salarios a medida que la variable explicativa aumenta en una unidad. En las variables dicotómicas relativas a la educación, el coeficiente mide la diferencia salarial entre las categorías introducidas en la ecuación y el nivel de enseñanza que se ha definido como medio. Para calcular la diferencia en porcentajes, se debe utilizar la expresión 100 * [exp (β_2) – 1] (10). De la misma forma, se puede medir la diferencia salarial entre las dos categorías educativas extremas calculando la función exponencial de la diferencia de los coeficientes (11).

A primera vista, se encuentran signos de asociación entre la amplitud de las primas salariales y la desigualdad salarial global. Si se toma como referencia la fecha más reciente, Estados Unidos, que aparecía como uno de los países con desigualdad más alta entre las decilas novena y primera, muestra el mayor diferencial salarial entre las personas con educación primaria y universitaria (0,83 puntos, que en términos porcentuales equivale a un 128 por 100). De forma similar, el Reino Unido (100 por 100), Francia (99 por 100) y España (94 por 100), países con desigualdad superior a la media, presentan un diferencial salarial muy elevado entre las categorías educativas extremas. En el polo opuesto se ubican algunos de los países más igualitarios en el reparto de los salarios, como Bélgica (46 por 100), Suecia (53 por 100) o Alemania (54

CUADRO N.º 5

ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES SALARIALES

	BÉLGICA		*ITALIA*		*ESPAÑA*		*FRANCIA*		*HUNGRÍA*		*HOLANDA*	
	1985	*1992*	*1986*	*1995*	*1980*	*1990*	*1984*	*1994*	*1991*	*1994*	*1987*	*1994*
Primaria coef. (*)	−0,105	−0,114	−0,308	−0,299	−0,538	−0,369	−0.331	−0,295	−0,175	−0,508	−0,290	−0,225
	(0,019)	(0,029)	(0,017)	(0,020)	(0,016)	(0,016)	(0,014)	(0,031)	(0,057)	(0,172)	(0,022)	(0,043)
Universitaria coef.	0,231	0,266	0,155	0,260	0,261	0,294	0,167	0,395	0,495	0,565	0,146	0,245
	(0,016)	(0,020)	(0,030)	(0,033)	(0,028)	(0,022)	(0,020)	(0,031)	(0,061)	(0,058)	(0,029)	(0,028)
Edad coef.	0,074	0,053	0,081	0,018	0,062	0,068	0,094	0,070	0,050	0,065	0,096	0,104
	(0,008)	(0,011)	(0,010)	(0,013)	(0,007)	(0,008)	(0,006)	(0,015)	(0,027)	(0,033)	(0,011)	(0,015)
Edad^2 * 10^3 coef.	−0,825	−0,523	−0,879	−0,068	−0,786	−0,726	−1,034	−0,649	−0,583	−0,796	−0,988	−1,074
	(0,101)	(0,140)	(0,122)	(0,155)	(0,083)	(0,096)	(0,081)	(0,188)	(0,327)	(0,417)	(0,144)	(0,186)
R^2 ajust.	0,119	0,143	0,164	0,171	0,177	0,179	0,228	0,092	0,129	0,188	0,227	0,131
N	3.083	1.819	3.107	2.520	9.723	7.530	4.854	4.672	639	484	1.612	2.244

	SUECIA		*ALEMANIA*		*CANADÁ*		*FINLANDIA*		*R. UNIDO*		*EE.UU.*	
	1992	*1995*	*1989*	*1994*	*1987*	*1994*	*1987*	*1995*	*1986*	*1995*	*1986*	*1994*
Primaria coef.	−0,107	−0,240	−0,153	−0,064	−0,170	−0,177	−0,043	−0,140	−0,088	−0,291	−0,358	−0,388
	(0,027)	(0,044)	(0,035)	(0,034)	(0,023)	(0,014)	(0,010)	(0,047)	(0,038)	(0,084)	(0,031)	(0,015)
Universitaria coef.	0,302	0,182	0,396	0,369	0,206	0,269	0,435	0,456	0,332	0,404	0,309	0,438
	(0,026)	(0,039)	(0,025)	(0,026)	(0,025)	(0,012)	(0,012)	(0,047)	(0,028)	(0,027)	(0,021)	(0,009)
Edad coef.	0,040	0,151	0,064	0,032	0,076	0,058	0,036	0,045	0,092	0,084	0,084	0,078
	(0,012)	(0,019)	(0,011)	(0,012)	(0,011)	(0,006)	(0,005)	(0,024)	(0,011)	(0,012)	(0,011)	(0,005)
Edad^2 * 10^3 coef.	−0,402	−1,618	−0,689	−0,257	−0,825	−0,575	−0,351	−0,483	−1,085	−0,953	−0,890	−0,777
	(0,155)	(0,243)	(0,139)	(0,145)	(0,142)	(0,076)	(0,070)	(0,295)	(0,134)	(0,156)	(0,139)	(0,061)
R^2 ajust.	0,055	0,044	0,189	0,126	0,074	0,088	0,247	0,037	0,097	0,139	0,146	0,205
N	4.496	5.042	1.769	2.418	4.006	13.062	6.577	3.526	2.276	1.957	4.000	21.024

(*) Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de LIS.

por 100). La relación, sin embargo, no es completamente lineal, al observarse pequeñas excepciones, lo que se debe tanto a que las diferencias en la composición de la población por niveles educativos pueden matizar, corregir o reforzar estos resultados como al hecho de considerar un único factor determinante de las retribuciones.

En cuanto al análisis temporal, también se observa una estrecha relación entre los cambios en las primas salariales de la educación estimadas a través de las ecuaciones salariales y las tendencias de la desigualdad global. En Francia, Estados Unidos y el Reino Unido, países donde la desigualdad creció a mayor ritmo, la diferencia entre los coeficientes de enseñanza primaria y universitaria aumentó en 0,19; 0,16 y 0,27 puntos, respectivamente. En el polo opuesto, los salarios relativos crecieron moderadamente en los países donde la desigualdad aumentó poco o se estancó. En el caso concreto de España, la diferencia salarial logarítmica entre titulados universitarios y graduados de la enseñanza primaria se redujo en 0,14 puntos, produciéndose en paralelo una moderada reducción de la desigualdad global. En cuanto a las excepciones a la regla general, debe hacerse una mención especial del caso de Alemania, que, mostrando una reducción de las diferencias salariales entre categorías educativas, presenta un importante crecimiento de la dispersión en el reparto global de las retribuciones.

De lo expuesto hasta ahora se puede deducir que la evolución de las primas salariales de la educación muestra una relación estrecha con las tendencias observadas por la desigualdad global, e incluso con las diferencias existentes entre países. Para evaluar esta afirmación en términos de los cambios que han podido experimentar la oferta y la demanda de trabajo según niveles educativos, la cuestión clave es cuál ha sido el signo en la evolución de cada uno de los coeficientes. En el caso

de las primas de la enseñanza universitaria, el patrón general dominante es el de crecimiento durante el período considerado. Con las únicas excepciones de Suecia y Alemania, cabe hablar de un aumento de la diferencia salarial entre los titulados universitarios y los asalariados con nivel educativo medio. En cuanto al desnivel entre las dos categorías educativas inferiores, el patrón no es tan definido, al encontrar países en los que las diferencias crecen —como EE.UU., Reino Unido y Suecia—, otros donde se reducen —como España, Holanda y Alemania— y, por último, países donde apenas varían —como Bélgica, Italia o Canadá.

La tendencia general, por tanto, es de crecimiento relativo de los salarios de los trabajadores más cualificados, que podría explicarse por un desplazamiento de la demanda hacia este tipo de trabajadores, en detrimento de los menos formados. En cuanto al resto de resultados de las ecuaciones estimadas, debe señalarse que la edad, expresada en forma tanto normal como cuadrática, presenta el signo esperado, con coeficientes significativos en la mayor parte de los casos. No obstante, los coeficientes de determinación no son muy altos, debido a las escasas variables explicativas introducidas en la ecuación salarial y a la pérdida de variación de la variable educativa que se produce al agruparla en tres únicas categorías.

3. Diferencias en la oferta de titulados universitarios

En la búsqueda de los determinantes de las diferencias salariales entre las categorías educativas, una cuestión clave es el grado en que el aumento de la oferta de titulados ha podido moderar la tendencia al aumento de su remuneración. En este sentido, la capacidad de la oferta para adaptarse a los requerimientos de nuevos perfiles educativos que realiza el sistema productivo resulta fundamental.

La información recogida en las encuestas de LIS permite apreciar tanto las diferencias en los niveles educativos entre los países considerados como sus cambios en el tiempo. A la hora de evaluar los resultados, sin embargo, hay que tener en cuenta las cautelas subrayadas anteriormente en relación con las dificultades para ofrecer información homogénea sobre los niveles educativos. La mayoría de los estudios que han analizado las diferencias en el peso de cada categoría educativa sobre la población asalariada con los datos de LIS coinciden en señalar que es más fácil identificar correctamente el nivel educativo superior que los estratos educativos más bajos. No hay que olvidar, de nuevo, que los datos no corresponden al conjunto de la población ocupada, sino únicamente a los sustentadores principales, con los límites de edad y de tiempo de trabajo acotados específicamente para este estudio.

Los datos disponibles, con los límites señalados, ponen de manifiesto la existencia de importantes diferencias en la composición del empleo en el conjunto de países considerados (cuadro n.º 6). La principal se refiere al mayor peso de los titulados universitarios en algunos países, como Estados Unidos, Bélgica, Suecia u Holanda, mientras que en el polo opuesto se encuentran Italia y España, lo que da lugar a cierta «singularidad mediterránea» en el contexto de experiencias analizadas.

Un modelo peculiar es el de los países en los que una parte muy importante de la población asalariada se encuentra en el escalón medio. Se trata de países con una larga tradición en la extensión del derecho universal a la educación, y que cuentan con sistemas de formación profesional y de educación post-secundaria muy sólidos. Probablemente, el caso más conocido es el de Alemania, donde la cualificación provista por estos programas supera a la que se obtiene mediante la educación universitaria en otros países. En el Reino Unido, la composición de la oferta educativa es similar, destacando la singularidad de su modelo universitario. La existencia de un amplio conjunto de ayudas públicas y privadas para facilitar el acceso a la Universidad se combina con la presencia de criterios más restrictivos que en otros países para conseguir la titulación.

Estas y otras singularidades hacen compleja, como se señaló, la comparación de la estructura educativa de la población asalariada. Alertan, además, contra la equiparación, muchas veces realizada, del nivel de estudios alcanzado con el capital humano o la cualificación de cada trabajador. En cualquier caso, la cuestión clave, nuevamente, es conocer si en el período considerado ha existido una tendencia común en las variaciones del número de titulados o si, por el contrario, se han registrado diferencias importantes en el crecimiento de esta variable. Si así fuera, dadas las diferencias observadas en el comportamiento de los salarios relativos de cada grupo, se podría establecer algún tipo de conexión, como antes se planteaba, entre las variaciones en el volumen de cada grupo educativo y los cambios observados en su remuneración.

Los cambios en el *stock* educativo de cada país pueden tener su origen en fuentes muy distintas.

CUADRO N.º 6

DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO POR CATEGORÍAS EDUCATIVAS

PAÍSES	A) DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO POR NIVELES EDUCATIVOS			B) INDICADORES RELATIVOS	
	L_1	L_2	L_3	L_3/L_1	L_3/L_2
Bélgica 92	11,2	56,0	32,7	2,92	0,58
Finlandia 95	23,7	54,3	22,0	0,93	0,41
Francia 94	21,8	55,6	22,6	1,04	0,41
Alemania 94	8,9	73,6	17,5	1,97	0,24
Italia 95	51,9	37,8	10,3	0,20	0,27
Holanda 94	8,5	65,0	26,5	3,12	0,41
España 90	66,2	19,7	14,1	0,21	0,72
Suecia 95	20,5	50,0	29,5	1,44	0,59
EE.UU. 94	8,6	58,1	33,3	3,87	0,57
Canadá 94	16,2	61,3	22,4	1,38	0,37
Hungría 94	12,0	67,4	20,7	1,73	0,31
Reino Unido 95	1,4	81,5	17,5	12,50	0,21

L_1: Asalariados con nivel educativo bajo.
L_2: Asalariados con nivel educativo medio.
L_3: Asalariados con nivel educativo alto.
Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

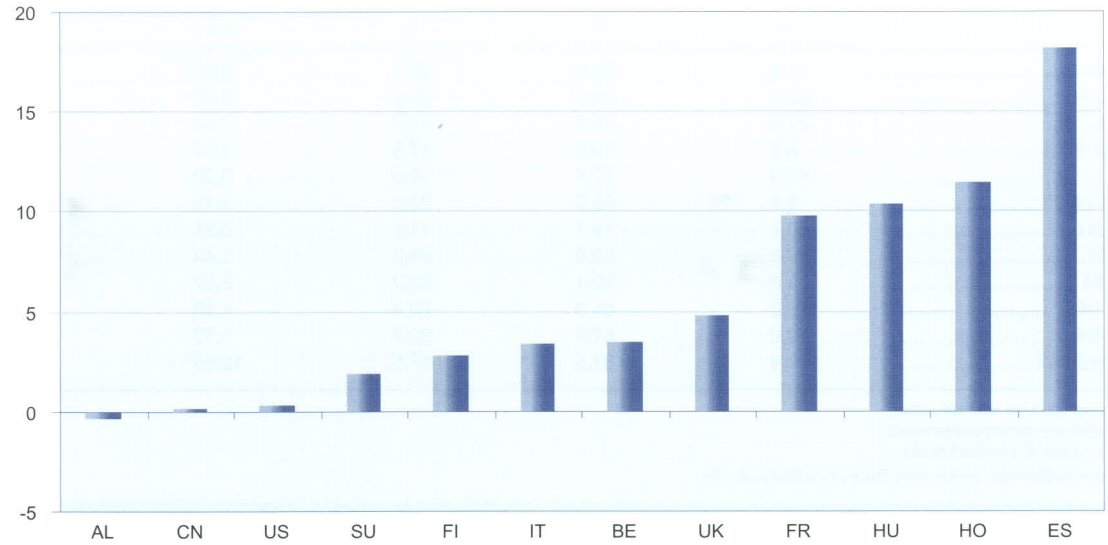
Pueden deberse, entre otros factores, a los distintos flujos de entrada y salida de trabajadores del conjunto de la población asalariada o a la mejora de la cualificación de aquellos ya insertos en el mercado de trabajo. Este último factor, aunque menos relevante que el anterior, no debe olvidarse, ya que, como se señaló, la intensidad de la formación continua varía considerablemente entre países. Sin embargo, mientras que las comparaciones internacionales del número de titulados que cada año se licencian no resultan complicadas, no sucede lo mismo con el segundo de los procesos descritos. Al interpretar los datos concretos de LIS, hay que tener en cuenta, además, que la longitud del período temporal elegido difiere considerablemente entre los países considerados. En aquellos que cuentan con información para pocos años, como Suecia, no cabe esperar grandes cambios. Es más probable que éstos tengan lugar en los países con datos para períodos más largos.

Los datos confirman que no existe una tendencia uniforme en los países estudiados (gráfico 2). Las diferencias son amplias, con experiencias tanto de crecimiento intenso como de aumento nulo o moderado. Este último comportamiento es el registrado por Alemania, Canadá, Estados Unidos y, en menor medida, los países nórdicos. En el caso de Alemania, tal resultado se debe evaluar teniendo en cuenta el citado proceso de reunificación. Las características de la población asalariada a mediados de los años noventa forzosamente difieren de las que existían tan sólo un quinquenio antes. En el resto de países citados, la proporción de titulados universitarios a mediados de los años ochenta ya era considerablemente superior a la media del conjunto, por lo que la escasa magnitud del aumento debe interpretarse, en cierta medida, como lógica.

Entre los países que registraron un crecimiento importante del número de asalariados titulados destacan, especialmente, España y, a cierta distancia, Holanda, Hungría y Francia. La mayor singularidad dentro de este grupo la presenta España, ya que del conjunto de países considerados era el que presentaba los niveles más bajos en la primera fecha de referencia.

Respecto a la pregunta que se formulaba anteriormente sobre la posible relación entre las variaciones de la oferta de titulados y los cambios en la estructura de remuneraciones, los datos parecen señalar que no existe una correspondencia clara entre ambos procesos. Así, es posible encontrar dentro del grupo en el que más ha crecido la oferta de titulados países en los que la brecha salarial entre los trabajadores de los distintos niveles creció considerablemente, como Francia y Hungría, y países en los que sucedió lo contrario, como España y Holanda. Lo mismo sucede con los países que experimentaron un cambio moderado en la propor-

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DEL VOLUMEN DE TITULADOS SUPERIORES
(Tasas medias de variación anual)



Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

ción de titulados, entre los que aparecen experiencias muy distintas de variación de la estructura salarial, como Bélgica y el Reino Unido. Esta ambivalencia también se repite en los casos en los que la proporción de titulados aumentó poco, como ejemplifica la experiencia contrapuesta de Suecia y Estados Unidos.

V. LA DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD SALARIAL

De los apartados anteriores se desprende que en algunos países de la OCDE se han producido distintos procesos de cambio relacionados con los niveles educativos de la población asalariada. Dichos cambios pueden haber condicionado el comportamiento observado de la desigualdad salarial. En algunos países, se ha comprobado que el peso relativo de los trabajadores con titulación universitaria ha crecido a un ritmo muy rápido. En otros, la tendencia ha sido justo la contraria. De la misma forma, mientras que hay ejemplos claros del ensanchamiento de las diferencias salariales entre los trabajadores con distinto nivel educativo, existen también casos en los que esas diferencias se han reducido.

Tal pluralidad de resultados muestra la existencia de diferentes efectos del cambio educativo sobre la distribución de los salarios en cada país. Podemos pensar, a priori, en tres tipos de cambio que pueden afectar a la estructura salarial: las modificaciones de las remuneraciones relativas de cada segmento educativo, la alteración del peso de cada grupo sobre el volumen total de asalariados y los cambios en sus desigualdades internas. Del grado de fortaleza de cada uno de estos factores dependerá, en última instancia, la importancia del cambio educativo como determinante de las tendencias de la desigualdad salarial.

Una vía sencilla para intentar identificar cuál de los factores señalados prevalece sobre el resto es tratar de descomponer la variación de la desigualdad salarial en tres factores distintos: cambios inter-grupos, cambios intra-grupos y cambios demográficos. Necesitamos contar para ello con un índice de desigualdad aditivamente descomponible. Para ser definido como tal, dada una distribución de los salarios d, un volumen de asalariados n y una división de éstos en k grupos, el índice escogido debe poder representarse como:

$$I(d, n) = \Sigma_k w_k I_k (d_k, n_k) + B$$

donde el término incluido en el sumatorio representa la desigualdad intragrupos y *B* la desigualdad que surge de las diferencias entre las distintas particiones de la población.

El índice de Theil (c = 0) reúne la mayoría de las propiedades que pueden exigirse a los índices aditivamente descomponibles (Shorrocks, 1980). Su expresión formal, definida en el tercer apartado, se puede descomponer en:

$$T_0 = \Sigma_k p_k T_{0k} + \Sigma_k p_k \text{ Ln } (\mu / \mu_k)$$

donde p_k es la población relativa de cada grupo ($p_k = n_k / n$) y μ y μ_k el salario medio de la población y el salario medio de cada grupo, respectivamente.

Para interpretar correctamente la descomposición, hay que relacionar los resultados que se obtengan con el signo del cambio de la desigualdad y con la longitud del período analizado en cada país. Así, un efecto importante de los cambios en las diferencias salariales entre los distintos grupos educativos no quiere decir necesariamente que éstas hayan aumentado o disminuido. La información que ofrece cada componente estimado se refiere a cómo ha influido cada factor de desigualdad sobre el signo de la variación. Si disminuye tanto la desigualdad global como la dispersión entre las tres categorías educativas definidas, se puede intuir que los cambios en la desigualdad *inter* grupos han podido resultar determinantes en la reducción de la desigualdad salarial. Por el mismo motivo, si la desigualdad del conjunto de la distribución salarial aumenta y lo mismo sucede con las distancias salariales entre los distintos grupos, es fácil concebir que el aumento de la desigualdad *inter* grupos ha supuesto una fuente importante de presión sobre el aumento de la dispersión salarial.

En cualquier caso, la cuestión principal a contrastar, como se señaló, es si el peso de los cambios en la desigualdad *intra* grupos es superior al de la desigualdad *inter* grupos. Si así fuera, el análisis de las diferencias educativas, tanto en lo relativo a los cambios en la oferta de titulados superiores como en su remuneración, tendría poca capacidad explicativa de los cambios observados en la desigualdad del conjunto de los asalariados. Para evaluar los resultados, hay que tener en cuenta que al considerar una única variable explicativa de la desigualdad salarial, su contribución será, forzosamente, reducida, en comparación con el componente *intra*.

Los resultados obtenidos (12) confirman las conclusiones anteriores sobre la pluralidad de experiencias en el conjunto de países considerados (cuadro n.º 7). Según el peso que tienen en la variación de la desigualdad los componentes *intra* e *inter,* es posible acotar distintos bloques de países. En un primer grupo figuran aquellos en los que crecieron los dos componentes durante el período considerado, por lo que la desigualdad forzosamente aumentó. Se trata de Italia, Reino Unido, Alemania, Hungría y Estados Unidos. Cabe hablar, sin embargo, de experiencias distintas, dado que, en algunos casos, el ritmo de crecimiento de cada componente fue distinto. En el Reino Unido, por ejemplo, el principal determinante en el crecimiento de la desigualdad fue el ensanchamiento de las diferencias salariales entre los distintos grupos educativos. En Alemania, Hungría y Estados Unidos creció proporcionalmente más el componente *inter* grupos, pero el peso mucho mayor sobre el total de la desigualdad *intra* grupos hace que la responsabilidad principal en el crecimiento de la dispersión salarial deba atribuirse a los cambios en las diferencias dentro de cada grupo.

En un segundo grupo se encuentran los países en los que el crecimiento de los dos componentes fue asimétrico. Destaca el caso de Bélgica, al tratarse del único país donde aumentaron las distancias entre los salarios de cada grupo educativo de forma paralela a la reducción de las diferencias internas. En el resto de países, las diferencias entre los segmentos educativos definidos disminuyeron, mientras que la dispersión dentro de cada grupo aumentó. Como sucedía con el primer grupo, dentro de ese comportamiento global es posible encontrar algunas diferencias sensibles en la importancia relativa de cada componente en la variación de la desigualdad. Así, mientas que en Holanda, Canadá y Suecia la reducción de los diferenciales entre los distintos grupos no fue suficiente para compensar la presión al alza de la desigualdad impuesta por el crecimiento de las diferencias dentro de cada grupo, en España sí que se produjo ese efecto compensador. Como se señaló en apartados anteriores, el incremento del número de titulados universitarios permitió contener el aumento de sus salarios relativos, lo que invita a pensar, por tanto, en un proceso de acomodación de la oferta de trabajo a los mayores requerimientos de trabajadores con niveles educativos superiores.

Puede decirse, por tanto, que en la mayoría de los países hubo cambios importantes en las desigualdades entre los grupos educativos. En algunos casos, sirvieron para compensar las desigualdades registradas en el interior de cada grupo, mientras que en otros las reforzaron. Tales resultados, combinados con el hecho de considerar una única variable para explicar los cambios, desagregada ade-

CUADRO N.º 7

DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD SALARIAL

	Años	*Inter*	*Intra*	*Theil*	*Inter (Porcentaje)*	*Intra (Porcentaje)*	*TOTAL*
Bélgica	1985	0,00762	0,07435	0,08197	9,3	90,7	100,0
	1992	0,01081	0,07228	0,08309	13,0	87,0	100,0
Italia	1986	0,01333	0,07639	0,08973	14,9	85,1	100,0
	1995	0,01720	0,09203	0,10923	15,7	84,3	100,0
Reino Unido	1986	0,00501	0,09994	0,10494	4,8	95,2	100,0
	1995	0,01488	0,10322	0,11810	12,6	87,4	100,0
Holanda	1987	0,01380	0,07755	0,09135	15,1	84,9	100,0
	1994	0,01252	0,10963	0,12215	10,2	89,8	100,0
Alemania	1989	0,02100	0,07977	0,10078	20,8	79,2	100,0
	1994	0,02813	0,11067	0,13880	20,3	79,7	100,0
Canadá	1987	0,01429	0,12658	0,14088	10,1	89,9	100,0
	1994	0,01274	0,13101	0,14375	8,9	91,1	100,0
España	1980	0,03178	0,11563	0,14741	21,6	78,4	100,0
	1990	0,02874	0,11893	0,14767	19,5	80,5	100,0
Suecia	1992	0,01104	0,13620	0,14724	7,5	92,5	100,0
	1995	0,01075	0,14800	0,15874	6,8	93,2	100,0
EE.UU.	1986	0,02304	0,13974	0,16278	14,2	85,8	100,0
	1994	0,03976	0,16240	0,20216	19,7	80,3	100,0
Hungría	1991	0,03307	0,13414	0,16721	19,8	80,2	100,0
	1994	0,05568	0,16863	0,22431	24,8	75,2	100,0

Fuente: Elaboración propia con los microdatos procedentes de LIS.

más en sólo tres categorías, confirman que el papel del cambio educativo en las variaciones de la desigualdad salarial ha sido importante.

VI. CONCLUSIONES

Durante las dos últimas décadas, en la mayoría de los países de la OCDE han aumentado las desigualdades salariales. No obstante, la magnitud de ese crecimiento difiere considerablemente entre los principales países industrializados. Esta divergencia ha suscitado un número amplio de hipótesis y contrastes, con un papel dominante de las explicaciones centradas en el cambio tecnológico, la internacionalización de la economía y el distinto papel que en cada país han jugado los factores compensadores. Entre estos últimos, destaca el diferente alcance de los procesos de desregulación de los mercados de trabajo o el grado de adaptación en cada país de la oferta de trabajo a los nuevos perfiles formativos de la demanda.

Este trabajo se ha centrado en el último de estos aspectos, con el objetivo de ofrecer una visión general de las relaciones entre la desigualdad salarial, la estructura de remuneraciones por niveles educativos y la formación de la población asalariada. Para ello se ha utilizado una base estadística homogénea con microdatos para un número amplio de países. Entre los principales resultados, cabe destacar los siguientes:

1. La estimación de distintos indicadores de desigualdad salarial permite corroborar la existencia de una presión generalizada al alza en el período comprendido entre mediados de los años ochenta y el ecuador de la siguiente década. Sin embargo, existen diferencias importantes entre los países estudiados, con un aumento considerablemente mayor en países como Hungría, Estados Unidos, Alemania, Finlandia y Francia —estos tres últimos países con los matices señalados—, y una variación mucho más moderada en Bélgica, Holanda y España. El hecho de considerar únicamente al colectivo de sustentadores principales varones puede esconder, sin embargo, otras manifestaciones importantes del cambio salarial.

2. A lo largo del período analizado, la variación de las diferencias salariales entre los distintos niveles educativos presentó un signo muy distinto en el conjunto de países considerados. Aunque no se puede hablar de una relación perfectamente lineal, los datos revelan que estas diferencias se amplia-

ron, sobre todo, en los países en los que más aumentó la desigualdad salarial. Las distancias salariales entre los distintos segmentos se redujeron, por el contrario, como norma general, en los países con incrementos más bajos de las desigualdades globales. La estimación de las ecuaciones salariales corrobora la existencia de una relación de este tipo. En países como Estados Unidos y el Reino Unido, donde la dispersión de los salarios es elevada y también lo fue su crecimiento, el diferencial entre niveles educativos creció a un mayor ritmo que en otros países. En España, las diferencias salariales tendieron a reducirse en el período considerado, como resultado de la combinación de un acortamiento del desnivel existente entre los dos niveles educativos inferiores y una moderada ampliación de la prima de la enseñanza universitaria.

3. Los resultados obtenidos confirman también la existencia de perfiles educativos muy distintos en cada país. Esta pluralidad aparece también cuando se miden las variaciones en el peso relativo de cada categoría educativa durante las últimas décadas. En algunos casos, como España, se ha dado un proceso más intenso de acomodación de la oferta de trabajo a los cambios en la demanda que en otros países.

4. La descomposición de la variación de la desigualdad confirma la existencia de experiencias muy distintas en cuanto a los determinantes de la desigualdad. En algunos países, el estrechamiento de las diferencias salariales entre los segmentos educativos permitió contrarrestar el efecto al alza sobre la desigualdad salarial inducido por el aumento de las desigualdades dentro de cada grupo. En otros, el ensanchamiento de esas diferencias no hizo sino reforzar el crecimiento de la desigualdad global derivado del aumento de la dispersión dentro de cada grupo.

5. Los cálculos realizados permiten afirmar que los cambios en las remuneraciones relativas de cada segmento educativo constituyen una de las fuerzas determinantes de las modificaciones observadas en la desigualdad salarial. No deben interpretarse, sin embargo, como la única fuente de cambio en la estructura de remuneraciones. El análisis comparado abre la puerta a la consideración de factores específicos en cada país con capacidad para compensar tales cambios. Tal es el caso, por ejemplo, de la distinta intensidad de los procesos de desregulación de los mercados de trabajo. Frente a la tendencia a hacer descansar, con carácter casi exclusivo, la explicación de la desigualdad en una única línea argumental, parece más razonable considerar conjuntamente dichos elementos institucionales y la amplia gama de aspectos relacionados con las diferencias salariales ligadas a la educación revisados en este artículo.

NOTAS

(*) Agradecemos a Rosa Martínez sus comentarios y su ayuda en la realización de algunos de los cálculos de este trabajo.

(1) Los datos de NICKELL (1997) revelan que son mayores las diferencias en los rasgos institucionales de los mercados de trabajo dentro de la Unión Europea que entre el promedio de esta área y Estados Unidos.

(2) Excepciones notables son GOTTSCHALK y JOYCE (1997), GOTTSCHALK y SMEEDING (1997), SULLIVAN y SMEEDING (1997) o NICKELL y BELL (1996).

(3) Las estimaciones disponibles revelan notables diferencias entre los países incluidos en la base de datos (ATKINSON, SMEEDING y RAINWATER, 1995). Mientras que en Canadá, Estados Unidos, Finlandia, Italia, Holanda y Reino Unido la renta total de las encuestas supone más del 90 por 100 de la cifra equivalente de las cuentas nacionales, ese indicador se reduce al 80 por 100 en el caso de Australia y Alemania, en tanto que en España el porcentaje apenas supera el 70 por 100 (SANZ, 1995).

(4) Los países que sólo ofrecen información sobre remuneraciones netas son Bélgica, Italia, España, Francia y Hungría.

(5) Ver O'CONNOR (1994), SULLIVAN y SMEEDING (1997), PERACHI (1999) y DE BARTOLO (1999).

(6) Ver, entre otros, ATKINSON, RAINWATER y SMEEDING (1995) y GREEN, CODER y RYSCAVAGE (1992).

(7) Algunos de los problemas más comunes son el tratamiento diferente de las rentas nulas o el establecimiento en algunos países, como Estados Unidos, de sistemas de *top-coding*, o reducción de los salarios de las observaciones pertenecientes al percentil superior hasta un nivel máximo, para preservar el principio de confidencialidad exigible a cualquier encuesta de esta naturaleza.

(8) Para una exposición detallada de los principales cambios en los mercados de trabajo nórdicos y sus efectos sobre los salarios y la distribución de la renta, véase GUSTAFSSON y PEDERSEN (2000).

(9) Según los datos más recientes de la OCDE (2000), la diferencia en España entre los salarios de los titulados universitarios y los correspondientes a los trabajadores con un bajo nivel educativo es una de las mayores de la OCDE (2,3). Se trata de datos correspondientes al conjunto de asalariados varones entre 25 y 64 años. Aunque este colectivo no es estrictamente comparable con el utilizado en este artículo, se corrobora con datos para finales de los noventa lo anticipado en este trabajo: la relación más alta la presentan Hungría (2,9) y Estados Unidos (2,7), y la más baja, Suecia (1,5) y Holanda (1,6).

(10) Valga como ejemplo el caso de España en 1990, en el que el coeficiente de la enseñanza universitaria es de 0,294, lo que, aplicando la expresión señalada, significa que la diferencia salarial entre los titulados universitarios y los graduados de la enseñanza secundaria es del 34 por 100.

(11) Con el mismo ejemplo del caso español, si los coeficientes de las enseñanzas primaria y universitaria son –0,369 y 0,294, respectivamente, esperaríamos que la diferencia salarial media entre dos personas con las mismas características, pero con niveles de enseñanza distintos —primaria y universitaria—, fuera del 94 por 100, tal como se deriva de exp (0,294 + 0,369) – 1.

(12) La presencia en las muestras de Francia y Finlandia de un grupo de observaciones anómalas con salarios bajos, ya señalada en apartados anteriores, hace que los valores del índice de Theil (c = 0) sean mucho más elevados que los que resultan de los indicadores más sensibles a lo que sucede en el centro de la distribución, como el índice de Gini o el coeficiente D9/D1. Para evitar posibles distorsiones en la comparación del conjunto de países, se ha optado por no incluirlos en el ejercicio de descomposición.

BIBLIOGRAFÍA

ATKINSON, A. B.; SMEEDING, T., y RAINWATER, L. (1995), *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies, n.º 18, OCDE, París.

AYALA, L.; RUIZ-HUERTA, J., y MARTÍNEZ, R. (1998), «El mercado de trabajo y la distribución personal de la renta en España en los años noventa», *Ekonomiaz*, n.º 40, págs. 104-133.

BERMAN, E.; BOUND, J., y GRILICHES, Z. (1994), «Changes in the demand for skilled labor within US manufacturing industries», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, págs. 367-398.

BLAU, F., y KAHN, L. (1996), «International differences in male wage inequality: Institutions versus market forces», *Journal of Political Economy*, n.º 104, págs. 791-837.

BORJAS, G. J., y RAMEY, V. A. (1994), «The relationship between wage inequality and trade», en BERGSTRAND, J. H.; COSIMANO, T. F.; HOUCK, J. W., y SHEEHAN, R. G. (eds.), *The changing distribution of income in an open U.S. economy*, Elsevier, Nueva York.

DE BARTOLO, A. (1999), «Modern human capital analysis: estimation of US, Canada and Italy earning functions», *Luxembourg Income Study Working Papers*, n.º 212.

FITOUSSI, J. (1994), «Wage distribution and unemployment: The french experience», *American Economic Review*, vol. 84, n.º 2, páginas 59-64.

FREEMAN, R., y REVENGA, A. (1998), «How much has LDC trade affected Western job markets?», en DEWATRIPONT, M.; SAPIR, A., y SEKKAT, K. (1998), *Trade and Jobs in Europe: Much Ado about Nothing?*, Clarendon Press, Oxford.

GOTTSCHALK, P., y JOYCE, M. (1997), «Cross-national differences in the rise in earnings inequality - market and institutional factors», *LIS Working Papers*, n.º 160.

GOTTSCHALK, P., y SMEEDING, T. (1997), «Cross-national comparisons of earnings and income inequality», *Journal of Economic Literature*, vol. XXXV, págs. 633-687.

GREEN, G.; CODER, J., y RYSCAVAGE, P. (1992), «International comparisons of earnings inequality for men in the 1980s», *Review of Income and Wealth*, vol. 38, n.º 1, págs. 1-15.

GUSTAFSSON, B., y PEDERSEN, P. J. (2000), *Poverty and Low Income in the Nordic Countries*, Ashgate, Aldershot.

JACKMAN, R., y RUTKOWSKI, M. (1994), «Labor markets, wages and employment», en Barr, N. (ed.), *Labor Markets and Social Policy in Central and Eastern Europe*, Oxford University Press.

LEUVEN, E., y OOSTERBEEK, H. (1997), «Demand and supply of work-related training: evidence from four countries», Tinbergen Institute, *Discussion Paper*, TI 97-013-3.

LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H., y VAN OPHEM, H. (1998), «Explaining international differences in male wage inequality by differences in demand and supply of skill», Centre for Economic Performance, *Discussion Paper*, n.º 392.

MACHIN, S.; RYAN, A., y VAN REENAN, J. (1996), «Technology and changes in skill structure: Evidence from an international panel of industries», Centre for Economic Performance, *Discussion Paper*, número 297.

MANACORDA, M., y MANNING, A. (1999), «Just can't get enough: More on skill-biased change and labour market performance», Centre for Economic Performance, *Discussion Paper*, n.º 412.

MURRAY, A., y STEEDMAN, H. (1998), «Growing skills in Europe: the changing skills profiles of France, Germany, the Netherlands, Portugal, Sweden and the UK», Centre for Economic Performance, *Discussion Paper*, n.º 399.

NEVEN, D., y WYPLOSZ, C. (1998), «Relative prices, trade and restructuring in European industry», en DEWATRIPONT, M.; SAPIR, A., y SEKKAT, K. (1998), *Trade and Jobs in Europe: Much Ado about Nothing?*, Clarendon Press, Oxford.

NICKELL, S. (1997), «Unemployment and labor market rigidities: Europe versus North America», *Journal of Economic Perspectives*, volumen XI, n.º 3.

NICKELL, S., y BELL, B. (1996), «Changes in the distribution of wages and unemployment in OECD countries», *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 86 (2), págs. 302-308.

OCDE (1995), *Literacy, Economy and Society*, OCDE, París.

— (1996), *Employment Outlook*, OCDE, París.

— (1999), *Manual for ISCED Implementation in OECD Countries-1999 Edition*, OCDE, París.

— (2000), *Education at a Glance. OECD Indicators 2000*, OCDE, París.

O'CONNOR, I. (1994), «Cross-national comparisons of education and earnings», *Luxembourg Income Study Working Papers*, n.º 116.

PERACHI, F. (1999), «Earnings inequality in international perspective», *Luxembourg Income Study Working Papers*, n.º 208.

RODRIK, D. (1997), *Has Globalisation Gone Too Far?*, Institute for International Economics, Washington.

RUIZ-HUERTA, J.; MARTÍNEZ, R.; SASTRE, M.; AYALA, L., y VAQUERO, A. (1998), «Distribución de la renta y mercado de trabajo en la OCDE», en AA.VV, *Políticas de bienestar y desempleo*, Fundación Argentaria-Visor, Madrid.

SANZ, B. (1995), «La articulación micro-macro en el sector hogares: de la Encuesta de Presupuestos Familiares a la Contabilidad Nacional», *Instituto de Estudios Fiscales*, P.T., n. º 27/95.

SHORROCKS, A. (1980), «The class of additively descomposable inequality measures», *Econometrica*, vol. 48, n.º 3, págs. 613-625.

SULLIVAN, D. H., y SMEEDING, T. (1997), «Educational attainment and earnings inequality in eight nations», *Luxembourg Income Study Working Papers*, n.º 164.

WOOD, A. (1998), «Globalisation and the rise in labour market inequalities», *The Economic Journal*, n.º 108, págs. 1463-1482.

ANEXO

CUADRO A.1

ENCUESTAS SELECCIONADAS DE LA BASE DE DATOS LIS

País	*Años*	*Nombre de la encuesta*	*Tipo de datos*	*Tamaño muestra (*)*
Bélgica	1985	Condiciones de vida de los hogares	Encuesta longitudinal	14.548
	1992			8.556
Canadá	1987	Encuesta de presupuestos familiares	Encuesta transversal	24.412
	1994			80.486
Finlandia	1987	Encuesta de distribución de la renta	Encuesta transversal	27.168
	1995			19.621
Francia	1984	Encuesta de presupuestos familiares	Encuesta transversal	24.388
	1994			22.949
Alemania	1984	Panel socio-económico	Encuesta longitudinal	11.282
	1994			12.614
Italia	1986	Encuesta de renta del Banco de Italia	Encuesta transversal	20.507
	1995			20.472
Holanda	1987	Panel socio-económico	Encuesta longitudinal	8.287
	1994			10.173
España	1980/81	Encuesta de presupuestos familiares	Encuesta transversal	63.860
	1990/91			56.725
Suecia	1992	Encuesta de distribución de la renta	Encuesta transversal	21.975
	1995			26.947
Hungría	1991	Panel de hogares	Encuesta longitudinal	4.674
	1994			4.522
Reino Unido	1986	Encuesta de presupuestos familiares	Encuesta transversal	14.309
	1995			12.813
EE.UU.	1986	Encuesta continua de población	Encuesta transversal	24.964
	1994			124.619

(*) Fichero de personas.

Resumen

El presente artículo tiene como objeto ofrecer una visión general de las relaciones entre la desigualdad salarial, la estructura de remuneraciones por niveles educativos y la composición de la población asalariada. Para ello, se utilizan las encuestas recogidas en la base de datos de LIS, con información homogénea para un amplio número de países de la OCDE. En un primer apartado, se revisan los principales aspectos metodológicos relacionados con la definición de las variables salariales y educativas. Seguidamente, se examinan las principales tendencias en el comportamiento de la distribución salarial. Para explicar éstas, se analiza la evolución de las diferencias salariales entre los distintos grupos educativos y el modo en que los cambios en la composición de la oferta de trabajo han podido incidir sobre ellas. Por último, para aislar cuál de las posibles fuerzas de cambio presenta mayor capacidad explicativa, se realiza un ejercicio de descomposición de las variaciones del índice de Theil.

Palabras clave: salarios, educación, LIS, distribución de la renta.

Abstract

The aim of this article is to offer an overview of the relations between salary inequality, remuneration structure by educational levels, and the composition of the salary-earning population. For this purpose, the surveys contained in the LIS data base are used, with uniform information for a large number of OECD countries. In the first section, we review the main methodological aspects connected with the definition of salary and educational variables. We then go on to examine the main trends in the behaviour of salary distribution. To explain these, we analyze the changes in salary differences between the different educational groups and the way in which variations in the composition of the job supply have been able to affect them. Lastly, to isolate which of the potential forces of change has greater explanatory capability, we carry out an exercise of breaking down the Theil index.

Key words: salaries, education, LIS, income distribution.

JEL classification: I31, I21, D30.