Estructura empresarial, educación y salarios: la dinámica reciente*

Francisco Alcalá
Pedro J. Hernández
Universidad de Murcia

Resumen

La estructura empresarial y el mercado de trabajo españoles han registrado una considerable evolución en los últimos años. En este trabajo se analizan algunos aspectos clave de esta evolución; en concreto, los cambios en la estructura salarial y en la distribución del capital humano por empresas. Se utilizan para ello las Encuestas de Estructura Salarial de 1995 y 2002. Obtenemos que el tamaño del mercado al que destinan las empresas su producción es un factor de creciente importancia en la demanda de trabajo cualificado. El incremento de la educación media en las empresas no locales ha sido vertiginoso entre 1995 y 2002 y ha dado lugar a una creciente segregación de trabajadores entre aquéllos que trabajan en empresas con fuerte dotación de capital humano y los que no. Al contrario de lo observado en otros países, la dinámica reciente del mercado de trabajo en España ha reducido las diferencias salariales entre los trabajadores de menor y los de mayor cualificación. Por el contrario, entre los universitarios ha crecido considerablemente la brecha entre aquéllos con experiencia y que trabajan en empresas con características favorables (mercado no local, gran tamaño y elevado capital humano) y los que carecen de estas circunstancias.

Palabras clave: *rendimientos de la educación, demanda de capital humano, salarios, características de las empresas, status exportador.*
Clasificación JEL*: J24, J31, I20*

Abstract

Firms' average characteristics and the labour market have experienced a substantial evolution in Spain in the recent years. This paper analyzes some key aspects of this evolution focusing on changes in the wage structure and the distribution of human capital across firms using data from the Wage Structure Surveys of 1995 and 2002. We obtain that the size of the market in which firms sell their products is a increasingly important factor in explaining the distribution of skilled labour across firms. The outstanding rise in average education in non-locally oriented firms between 1995 and 2002 has been concomitant to an increasing segregation between workers who work in firms with high average human capital and the rest. Unlike in other countries, the recent dynamics in Spain show a reduction in the wage gap between workers with thw lowest and the highest education. However, in the case of college graduates, the gap between those with more labor experience working in firms with favourable characteristics (non-local market orientation, large size and high average human capital) and those who lack those circumstances underwent a substantial increase.

Keywords: *returns to education, demand of human capital, wages ,firms´characteristics, export status*
JEL Classification: *J24, J31, I20*

---

* Los autores agradecen la financiación recibida del MEC (PNICDI cofinanciado por el FEDER) proyecto SEJ2005-07200 (ambos autores) y proyecto SEJ2005-08783-C04-02 (Pedro J. Hernández).

1. Introducción

Los determinantes de la demanda de trabajo cualificado así como del diferencial de salarios entre el trabajo cualificado y el no cualificado son aspectos clave del mercado de trabajo. En efecto, una de las cuestiones que más interés académico ha despertado en los últimos años más allá de los ambientes especializados en economía laboral es el incremento del *skill premium* que se habría observado en buen número de países. En este contexto, el objetivo de este trabajo es estudiar el impacto que tienen las características de las empresas en la evolución reciente del diferencial de salarios por niveles educativos y la demanda de trabajo cualificado por parte de las empresas.

En Alcalá y Hernández (2006b) se analizan las relaciones entre las características de las empresas, la educación y las habilidades no mensurables de los trabajadores, por un lado, y la estructura salarial, por otro. Partiendo de un modelo donde los trabajadores difieren según niveles educativos y las empresas según un parámetro de eficiencia, y donde las empresas eligen simultáneamente precios y calidad, se concluye que las empresas más eficientes producen bienes de mayor calidad, tienen una plantilla con una elevada educación y habilidad media, alcanzan un mayor tamaño, venden en mercados más amplios y retribuyen a sus trabajadores con salarios más altos en cada uno de los niveles de educación. Todos estos resultados son contrastados con la Encuesta de Estructura Salarial de 2002. En el presente trabajo se investigan estas cuestiones con la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 con el fin de estudiar las tendencias recientes que marca la evolución entre ambos años. Para ello, se estimarán con la ola de 1995 las mismas ecuaciones estimadas en Alcalá y Hernández (2006b), y se tomarán los resultados de 2002 de dicho trabajo para analizar la diferencia entre ambos años.

Como hemos apuntado, uno de los rasgos que caracterizan el crecimiento de buen número de países en las últimas décadas es el aumento de la prima salarial que recibe el trabajo cualificado. Las claves que se han propuesto para explicar este fenómeno son el progreso tecnológico y el fuerte desarrollo del comercio internacional. La tecnología puede estar en la raíz del aumento en la desigualdad salarial porque el progreso tecnológico puede estar sesgado hacia el aumento de la productividad relativa de los trabajadores cualificados (Autor, Katz y Krueger, 1998, Maurin y Thesmar, 2004). Por otro lado, la explicación relacionada con el aumento del comercio internacional se basa en que el aumento de la desigualdad salarial a favor de los trabajadores más cualificados en los países de la OCDE es debido al cada vez mayor volumen de productos intensivos en trabajo no cualificado que importan como consecuencia de la globalización (Berman, Bound y Machin, 1998, Wood, 1998, Baldwin y Cain, 1997 y Borjas y Ramey, 1995). Este comercio aumenta la oferta relativa de dicho factor en el país importador y conduce a la reducción de su salario relativo. Otros trabajos como el de Acemoglu (2003) relacionan ambas causas, mientras que, por su parte, Neary (2002) y Thoening y Verdier (2003) utilizan consideraciones estratégicas en el marco del aumento de la com-

petencia generado por el proceso de globalización: las tecnologías intensivas en trabajo cualificado son más rentables en los países avanzados porque detienen la entrada de nuevas empresas y productos extranjeros.

El problema con el que choca la explicación del aumento de la prima de cualificación basada en el aumento de la oferta de productos intensivos en trabajo no cualificado en los países avanzados es, que existe evidencia acerca del aumento de la desigualdad salarial a favor de los trabajadores cualificados no solo en la OCDE sino en los países en vías de desarrollo (Robbins, 1996, Hanson y Harrison, 1999 y Berman, Bound y Machin, 1998).

Sin embargo, existen diversas razones por las cuales la mayor internacionalización de las empresas puede conllevar mayores necesidades de personal cualificado y con habilidades positivas —y, por tanto una mayor retribución a estas características— tanto en los países más avanzados como en los que están especializados en productos relativamente intensivos en mano de obra no cualificada. En primer lugar, la internacionalización incrementa la complejidad de las relaciones con clientes y proveedores creando la necesidad de incorporar a las plantillas un mayor número de personal cualificado dedicado a labores de gestión comercial, financiera, fiscal, logística y legal que atienda a la mayor diversidad de acuerdos, contratos y relaciones comerciales bajo diferentes leyes, lenguas, culturas y procedimientos administrativos. Todo ello puede dar lugar a un aumento de la demanda y la retribución del capital humano por parte de aquellas empresas que venden parte o la totalidad de su producción en los mercados internacionales (aunque el propio producto vendido sea intensivo en trabajo no cualificado). Maurin, Thesmar y Thoening (2002) han destacado la gran importancia de este efecto sobre la demanda de trabajo cualificado en el caso de Francia aunque en su trabajo no se aborda el impacto sobre los salarios. En segundo lugar, la internacionalización implica mayor competencia en los mercados. En la medida en que calidad e innovación son variables estratégicas intensivas en trabajo cualificado cuyo nivel de equilibrio aumenta con el nivel de competencia en los mercados, la internacionalización conduce a una mayor demanda y remuneración del trabajo cualificado. Los trabajos de Neary (2002) y Thoening y Verdier (2003) adoptan este tipo de perspectiva.

La gran mayoría de los trabajos empíricos citados utilizan una base de datos macroeconómica para examinar el impacto de la apertura exterior sobre la prima salarial a la educación. En este trabajo se adopta una aproximación microeconométrica, aprovechando la riqueza de datos con características cruzadas de trabajadores y empresas que proporcionan las Encuestas de Estructura Salarial elaboradas por el INE. El uso de datos de orientación de mercado y capital humano a nivel de empresa parece la manera más directa de contrastar que el aumento de los mercados a los que las empresas destinan su producción tiende a requerir un uso más intensivo de cualificación (y de las características no observables con ella correlacionadas) y que ello se traduce en una mayor retribución de la misma. En concreto, esta aproximación permite contrastar si las empresas con iguales características de actividad, tamaño, etc., demandan más trabajo cualificado y lo remuneran mejor (a trabajadores con las mis-

mas características individuales) por el mero hecho de destinar su producción a la exportación.

Nuestros resultados indican que, efectivamente, el aumento de los mercados de las empresas tiene en general un efecto positivo muy significativo —que ha crecido en los últimos años— sobre la demanda de titulados superiores, siendo superior este efecto en el caso de las empresas cuya producción se destina principalmente a mercados exteriores no pertenecientes a la Unión Europea. Esta cuestión es particularmente importante en España debido a las relativamente escasas oportunidades laborales que los titulados superiores encuentran en el tejido productivo nacional (Dolado, Felgueroso y Jimeno, 2000). Nuestros resultados sugieren que las políticas de apoyo a la internacionalización de las empresas pueden ser una eficaz herramienta para mejorar dichas oportunidades.

Aunque las primas salariales por internacionalización se han mantenido estadísticamente constantes durante el período considerado cuando tomamos toda la muestra de trabajadores, al dividirla por niveles de estudios, se observa que dichas primas han aumentado para los trabajadores con educación secundaria y universitaria y han disminuido para los que solamente poseen educación primaria. El impacto de la educación media de la empresa en los salarios de todos los trabajadores también ha crecido de 1995 a 2002. La dinámica observada refuerza los patrones del impacto de la estructura empresarial en los salarios de los trabajadores según niveles educativos analizada previamente en el estudio de Alcalá y Hernández (2006b). Por un lado, las primas salariales por tamaño del establecimiento aumentan en aquellos casos donde eran más importantes (trabajadores menos cualificados) y disminuyen donde son menores (trabajadores con titulación universitaria). Por otro lado, las primas salariales por internacionalización de la empresa aumentan donde son mayores (trabajadores con titulación secundaria y universitaria) y disminuyen donde tienen menor importancia (trabajadores con educación primaria).

Al contrario de lo observado en otros países, aunque el período estudiado es relativamente corto, se constata una reducción del diferencial salarial observado entre los trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria [1], posiblemente relacionado con los problemas de inserción laboral. No obstante, el aumento del impacto salarial de la educación media de la empresa comentado anteriormente atenúa esta reducción. Todo esto, unido a que los universitarios parecen concentrarse en 2002 en mayor medida que en 1995 en empresas donde la educación media es elevada, crea una oportunidad para el trabajo cualificado de escapar a esa reducción de su prima salarial cambiando a una empresa con mayor nivel educativo medio.

Los titulados superiores que también tienden a escapar de esta reducción de su diferencial salarial respecto de los trabajadores con educación primaria son aquellos que tienen una mayor experiencia laboral (edad). La contrapartida de este resultado

[1] Budría y Moro (2005) obtienen el mismo resultado con los datos de España del Panel de Hogares de la Unión Europea para el período 1994-2001, unido también a una mayor desigualdad salarial en el caso de los trabajadores con titulación universitaria.

es que el acceso de las nuevas generaciones de titulados a un mercado laboral cambiante se está realizando con serios obstáculos para conseguir un elevado salario, y caracteriza el denominado fenómeno del *mileurismo*, por el que jóvenes titulados universitarios obtienen salarios que no superan los mil euros mensuales. En buena medida, parte de este fenómeno puede deberse a que dichos trabajadores están realizando tareas para las que no se precisa titulación univesitaria y que, antes del significativo y reciente aumento de nuestra población universitaria, eran realizados por trabajadores con menor nivel educativo (Dolado, Felgueroso y Jimeno, 2000).

El trabajo se organiza del siguiente modo. En la próxima sección se comentan las características de los datos y se presentan algunos estadísticos descriptivos relacionados con la evolución de las características de las empresas y trabajadores de 1995 a 2002. En la Sección Tercera se estudia econométricamente la evolución del efecto del tamaño de las empresas y de los mercados a los que se destina la producción sobre la demanda de educación y de titulados universitarios por parte de las empresas. En la Cuarta Sección se analiza el efecto de las características individuales y de las empresas sobre la evolución de los salarios medios. En la Sección Quinta se estudia la evolución de la prima salarial entre trabajadores con educación universitaria y primaria y se descompone en función de las variables explicativas del salario. Finalmente, en la última sección se sintetizan los principales resultados.

2. Los datos

Los datos utilizados a lo largo de todo este trabajo provienen de las dos Encuestas sobre la Estructura Salarial (INE) disponibles, 1995 y 2002. Estas encuestas utilizan un muestreo estratificado en dos etapas. En la primera etapa se seleccionan las empresas o establecimientos (cuentas de cotización a la Seguridad Social con 10 o más trabajadores) según un muestreo estratificado en función de su actividad económica, comunidad autónoma de residencia y tamaño. Además, las encuestas proporcionan un conjunto de factores de elevación que permiten ajustar la muestra a las proporciones exactas de la población. En todas las elaboraciones descriptivas y econométricas de este trabajo se tienen en cuenta estos factores de elevación para corregir las mencionadas diferencias entre la muestra y la población de empresas y trabajadores. La agricultura y las Administraciones Públicas están excluidas. En la segunda etapa, los trabajadores de cada establecimiento son seleccionados aleatoriamente. En consecuencia, cada una de las encuestas constituye una base de datos cruzados de trabajadores y empresas con más de 15.000 establecimientos y más de 150.000 trabajadores en cada año. Desafortunadamente, no constituye un panel en el sentido de que se desconoce si una misma empresa o trabajador ha sido entrevistado consecutivamente en 1995 y 2002.

La encuesta distingue el mercado donde la empresa vende su producción en función de dónde destine la mayor parte de ésta. Existen cuatro posibilidades: mercado local, nacional, Unión Europea (UE) y Resto del mundo excepto la UE. En la mues-

tra de empresas hemos excluido los sectores que no tienen al menos una empresa que dedique la mayor parte de su producción al mercado exterior, lo que nos da una muestra de 11.358 establecimientos en 1995 y 11.567 en 2002 [2]. En el Cuadro 1 se presenta la estadística descriptiva de las características empresariales.

CUADRO 1
CARACTERÍSTICAS MEDIAS DE LOS ESTABLECIMIENTOS. ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL

	1995	2002
Fracción de trabajadores con titulación universitaria	0,097 (0,170)	0,105 (0,200)
Educación media por establecimientos (años)	8,834 (2,505)	8,883 (2,920)
Establecimientos que venden la mayor parte de su producción en (proporciones):		
– Mercado local o regional	0,430	0,478
– Mercado Nacional	0,507	0,456
– Unión Europea	0,034	0,041
– Resto del mundo	0,028	0,024
Tamaño del establecimiento (proporciones):		
– 10-49 trabajadores	0,779	0,713
– 50-199 trabajadores	0,116	0,173
– >199 trabajadores	0,105	0,114
Número de establecimientos	11.358	11.567

Notas: Desviación estándar entre paréntesis. Se han utilizado los factores de elevación que proporciona la encuesta.

Solamente el 6,5% de los establecimientos españoles destinaban su producto mayoritariamente a la exportación en 2002 (6,3% en 1995) y la mayor parte de éstos comerciaba con países miembros de la UE (4,1% en 2002 y 3,4% en 1995). Así pues, se ha registrado un leve aumento de los establecimientos internacionalizados, sobre todo de los que destinan su producción a países de la UE. También ha venido aumentando algo la fracción de trabajadores universitarios y la educación media de los trabajadores de la empresa. Así mismo, ha aumentado en más de cinco puntos el porcentaje de empresas con tamaño medio (50-199) y en un punto el de empresas de mayor tamaño a costa de una reducción en el porcentaje de menor tamaño. Esta evolución resulta notable a la vista del estrecho intervalo de tiempo que analizamos.

Con el fin de aislar en nuestro análisis el efecto que tienen las características empresariales sobre los salarios, de otros problemas inherentes a la estructura salarial (dis-

[2] Este último filtro también genera que los sectores de Educación, Actividades sanitarias y veterinarias y Otras actividades sociales, que solamente son encuestadas por el INE en 2002, queden eliminadas de la muestra.

criminación salarial por sexo, precarización laboral, etc.), se utiliza la submuestra de trabajadores varones que trabajan a tiempo completo, con contrato indefinido y que no se han visto afectados por un proceso de incapacidad laboral transitoria ni por un programa público de fomento del empleo (también se han excluido los sectores no internacionalizados comentados anteriormente). Esto genera una submuestra de 53.512 trabajadores en 1995 y 35.602 en 2002. El Cuadro 2 resume sus principales características.

CUADRO 2
CARACTERÍSTICAS MEDIAS DE LOS TRABAJADORES. ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL

	1995	2002
Años de educación	9,106 (3,83)	9,504 (3,85)
Fracción de trabajadores con educación secundaria	0,276	0,281
Fracción de trabajadores con educación universitaria	0,123	0,147
Experiencia potencial	24,899 (10,83)	22,898 (6,60)
Antigüedad en la empresa	13,966 (9,63)	11,899 (10,46)
Salario horario	9,273 (5,85)	9,570 (6,60)
Trabajadores	53.512	35.602

Notas: Desviación estándar entre paréntesis. Se han utilizado los factores de elevación que proporciona la encuesta. Salarios en euros constantes de 2002.

Para calcular los años de educación a partir de los títulos educativos que proporciona la encuesta se ha utilizado una clasificación similar a la de De la Fuente *et al*. (2003). La experiencia potencial se calcula restando de la edad del trabajador la edad teórica de finalización de sus estudios según la variable anterior. Los salarios de 1995 están expresados en euros constantes de 2002. Con el fin de hacer comparables los salarios horarios de 1995 y 2002, las series utilizadas se han construido a partir del salario mensual y las horas trabajadas durante el mes de octubre de ambos años, ya que la metodología aplicada por el INE para estimar el salario anual difiere en ambos años, tal y como señala el informe metodológico[3]. Se han eliminado los salarios horarios inferiores a 1 € constante de 1995.

Los cambios más notables que pueden apreciarse en el Cuadro 2 son el aumento del nivel educativo medio, con un incremento del 19,5% en la fracción de trabajadores con educación universitaria, y la reducción de la antigüedad en la empresa en un 14,8%. También se registra una reducción de la experiencia potencial. Estos últimos datos reflejan los recientes problemas de precarización y rotación de la mano de obra en el mercado laboral español, a pesar de haber excluido de la muestra los trabajado-

[3] Véase http://www.ine.es/metodologia/t22/t223013302.pdf

res con contrato temporal. Por su parte, el salario medio de las muestras apenas refleja un incremento del 3,2% real durante el periodo estudiado.

3. Características de las empresas y nivel educativo de su fuerza de trabajo

¿Cómo afecta la estructura empresarial a la demanda de trabajo cualificado? En esta Sección examinamos las diferencias de nivel educativo que se observan en la fuerza de trabajo empleada por las distintas empresas dependiendo de cuáles sean sus características en cuanto a tamaño y orientación de mercado (aparte de otros controles) y cuál viene siendo la dinámica de cambio que se está registrando en estas diferencias. Alternativamente, utilizamos como variable objeto del análisis la educación media de los trabajadores de la empresa o la proporción de trabajadores de la empresa que tienen un título universitario, de forma similar a lo realizado en Maurin *et al*. (2002) y Thoenig y Verdier (2003). Siguiendo el planteamiento de Alcalá y Hernández (2006b), se estima el siguiente modelo

$$e_j = \alpha_0 + \alpha_1 S2_j + \alpha_2 S3_j + \alpha_3 M_{Nj} + \alpha_4 M_{Ej} + \alpha_5 M_{Wj} + Z'_j + v_j . \qquad (1)$$

El subíndice *j* indica la empresa o establecimiento y *e* denota la educación media de la empresa medida en años de escolarización. Se incluyen dos *dummies* para el tamaño de la empresa: *S2* para establecimientos con entre 50 y 199 trabajadores y *S3* para aquellos con más de 199. Las *dummies* de orientación de mercado o principal destino de la producción son tres: M_N para el mercado nacional, M_E para la UE y M_W para el resto del mundo (el grupo de referencia son pues los establecimientos que destinan la mayor parte de su producción al mercado local). Finalmente, *Z* es un vector que incluye otros controles, tales como la comunidad autónoma y la rama de actividad económica (en concreto se incluyen 35 *dummies* correspondientes a la clasificación por subsecciones principales de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas, CNAE-93).

Cuando se estima el impacto sobre la fracción de trabajadores con titulación univesitaria, *Dj*, dado que en más de un 70 % de los establecimientos no se ha entrevistado a ningún trabajador con titulación univesitaria, se utiliza el siguiente modelo *Tobit*

$$\begin{aligned} &D_j = \max\left(0, D_j^*\right) \\ &D_j^* = \alpha'_0 + \alpha'_1 S2_j + \alpha'_2 S3_j + \alpha'_3 M_{Nj} + \alpha'_4 M_{Ej} + \alpha'_5 M_{Wj} + Z'_j \varphi' + v'_j . \\ &v'_j \,|\, x_j \sim \text{Normal}\left(0, \sigma^2\right), \text{donde } x_j \text{ es el vector de variables explicativas.} \end{aligned} \qquad (2)$$

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de las estimaciones para 1995 y se compara con los resultados para 2002 de Alcalá y Hernández (2006b). Se ob-

CUADRO 3
CARACTERÍSTICAS DE LOS ESTABLECIMIENTOS Y DEMANDA DE EDUCACIÓN. ECUACIONES (1) Y (2)

	1995			Diferencia 2002-1995		
	MCP	Tobit		MCP	Tobit	
	(1)	Coeficientes (2)	Efectos Marginales (3)	(1)	Coeficientes (2)	Efectos Marginales (3)
M_N	0,762** (16,41)	0,107** (13,66)	0,037	0,332** [51,01]	0,095** [148,76]	0,019
M_E	0,595** (5,14)	0,184** (9,71)	0,064	0,404** [12,18]	0,138** [52,59]	0,026
M_W	1,065** (8,41)	0,211** (0,020)	0,073	1,041** [67,58]	0,251** [164,84]	0,056
S2	0,018 (0,28)	0,033** (10,78)	0,011	-0,020 [0,10]	0,007** [56,66]	-0,0002
S3	0,158* (2,12)	0,017 (1,58)	0,006	-0,158** [16,09]	-0,012* [4,14]	-0,004
R^2 corregido	0,331					
Pseudo R^2		0,282				
Establecimientos	11.358	11.358				

Notas: (1) Variable explicada: educación media de empresa. Estimación por Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) utilizando los factores de elevación de la Encuesta de Estructura Salarial (EES). (2) Variable explicada: fracción de universitarios en el establecimiento. Estimación Tobit por Máxima Verosimilitud, ponderando con los factores de elevación de la EES. (3) Efectos marginales según la estimación Tobit. Estadísticos t entre paréntesis y estadísticos F entre corchetes. El resto de controles incluidos en todas las estimaciones son 16 dummies regionales y 35 dummies de actividades económicas. ** indica significatividad al 1 %; * 5 %.

serva que las empresas con orientaciones de mercado no locales (es decir, nacional, europea y resto del mundo) han elevado sustancialmente la cualificación de su fuerza de trabajo. El incremento más notable se registra en las empresas cuya producción se exporta mayoritariamente al Resto del Mundo, habiendo aumentado en más de un año la educación media de estos establecimientos entre 1995 y 2002. En concreto, en 1995 las empresas exportadoras al Resto del mundo empleaban trabajadores con una educación media superior en 1,1 años a los establecimientos orientados al mercado local, pasando este aumento a 2,1 años en 2002. En el caso de la demanda de titulados universitarios, los establecimientos que tienen a la UE como principal mercado, presentan una demanda de universitarios que es 6,4 puntos porcentuales superior en 1995 a la de un establecimiento que dedica la mayor parte de su producción al mercado local, y 8,6 puntos porcen-

tuales en 2002[4]. Si el destino es el Resto del mundo, estos aumentos sobre la proporción de titulados son de 7,3 y 12,9 puntos porcentuales respectivamente. Así pues, la internacionalización de las empresas es un elemento clave para la absorción de la creciente oferta de titulados superiores, no sólo porque la proporción de empresas internacionalizadas vaya en aumento, sino porque esta característica está aumentando su intensidad relativa en este tipo de trabajo cualificado.

El incremento registrado entre 1995 y 2002 en la diferencia de la educación media entre las empresas no locales y las empresas locales es pues vertiginoso: el 43,6% en las empresas cuya producción se destina principalmente al mercado nacional, el 67,9% en las que tienen la UE como destino principal, y nada menos que el 97,7% en las que fundamentalmente exportan al resto del mundo. Es decir, estas empresas no locales eran ya relativamente intensivas en capital humano en 1995 y han venido aumentando notablemente esa intensidad tanto en términos absolutos como relativos en los últimos años. En consecuencia cabe esperar una tendencia a un mayor distanciamiento entre unas empresas y otras, lo que a su vez debe traducirse en una mayor segregación de trabajadores entre aquéllos que trabajan en empresas con fuerte dotación de capital humano y aquéllos que se encuentran en el bloque opuesto de empresas locales (las cuales representan casi el 50% de las empresas encuestadas y muy probablemente más del 50% de todas las empresas del país si considerásemos también las empresas de menos de 10 trabajadores que no están incluidas en la muestra).

Este mismo proceso de distanciamiento entre empresas con relación a su intensidad en capital humano y de acuerdo con su orientación de mercado, se percibe utilizando como variable la proporción de universitarios. Entre 1995 y 2002 y siempre respecto de las empresas locales, este porcentaje aumentó en un 51,4% en las empresas cuya producción se destina principalmente al mercado nacional, en un 40,6% en las exportadoras a UE, y en un 76,7% en las que fundamentalmente exportan al resto del mundo.

El tamaño del establecimiento, en cambio, apenas tenía un pequeño efecto positivo sobre la demanda relativa de trabajo cualificado en 1995 (medido también por su impacto sobre los niveles educativos medios y sobre el porcentaje de universitarios), y este efecto ha desaparecido o se ha tornado incluso negativo en 2002. Así pues, las grandes empresas españolas no son relativamente intensivas en capital humano como consecuencia de su tamaño, sino sólo en la medida en que el tamaño está positivamente correlacionado con la condición de exportadora (o, al menos, con una orientación hacia el mercado nacional) y también con una posible mayor presencia de grandes empresas en sectores intensivos en trabajado cualificado. Estas circunstancias se han venido reforzando en los últimos años.

---

[4] Dada la no linealidad del modelo *tobit* estas cuantificaciones se han realizado a partir de los efectos marginales, calculados con la fórmula $\partial E\left(D_j / X_j\right) / \partial x_{jk} = \alpha_k \Phi\left(\alpha' \overline{X_j} / \sigma\right)$, donde $\overline{X_j}$ es el vector de medias de las variables explicativas, α es el vector de coeficientes estimados, σ la desviación estándar estimada de los residuos y $\Phi(\cdot)$ la función de distribución de una normal estandarizada.

La evolución de la distribución de la educación media del establecimiento puede observarse en el Cuadro 4 y en las Figuras 1 y 2, donde se muestra dicha distribución tanto para la muestra utilizada en las estimaciones de este trabajo, como restringiéndola a los establecimientos que tienen al menos 6 trabajadores entrevistados. Los resultados son similares en ambos casos y apuntan a que ha aumentado la dispersión de esta característica de las empresas: la varianza y el coeficiente de variación han aumentado, al igual que la distancia entre media y mediana, la distancia entre la primera cuartila y la tercera, y la distancia entre la primera decila y la novena (de forma que en 2002 hay una mayor densidad en las colas de la distribución que en 1995). La evolución de la distribución presenta el mismo patrón cuando se reescala para eliminar el efecto del incremento en 2002 de la media.

Aunque nuestro análisis de esta cuestión constituye sólo una primera aproximación a un tema potencialmente importante, todo apunta en la dirección de un aumento de la segregación de trabajadores según su nivel educativo. Esta mayor segregación se habría producido en paralelo a la creciente diferenciación entre las empresas locales, por un lado, y las orientadas a los mercados nacionales y extranjeros, por otro (al menos, en cuanto al nivel medio de capital humano utilizado). Como veremos a continuación, en la medida en que el nivel medio de cualificación del establecimiento (al igual que la orientación de mercado) tiene un importante impacto sobre los salarios medios del establecimiento, la dinámica de creciente diferenciación en la intensidad en capital humano de las empresas tiene como consecuencia una tendencia al aumento de la dispersión salarial.

4. Evolución del impacto de las características de las empresas sobre los salarios

En el análisis estático realizado en Alcalá y Hernández (2006b) se pone de manifiesto la gran importancia salarial que tiene en España trabajar en una empresa con determinadas características de tamaño, orientación de mercado y cualificación media, hasta el punto de que puede llegar a ser tan importante para el salario del trabajador como su propio nivel de educación. En esta sección estudiamos qué tendencias recientes se registran en este fenómeno. En otras palabras, ¿está aumentando o disminuyendo la importancia que tiene el tipo de empresa para los ingresos que obtienen los trabajadores? Como se ha señalado en la Sección 2, para aislar el efecto que las características empresariales tienen sobre los salarios de otros problemas inherentes a la estructura salarial (discriminación salarial por sexo, precarización laboral, etc.) se ha seleccionado para el análisis de esta sección la submuestra de trabajadores varones que trabajan a tiempo completo, con contrato indefinido y que no se han visto afectados por un proceso de incapacidad laboral transitoria ni por un programa público de fomento del empleo (también se han excluido los sectores no internacionalizados comentados en la sección anterior).

La ecuación a estimar se basa en la habitual ecuación *minceriana* (Mincer, 1974). El salario, w, se expresa como función de la educación (años de escolarización, Y, o

CUADRO 4
EDUCACIÓN MEDIA DE ESTABLECIMIENTO

	1995		2002	
	Muestra Total	**Muestra con más de 5 trabajadores entrevistados**	**Muestra Total**	**Muestra con más de 5 trabajadores entrevistados**
Media	8,83	9,00	8,88	9,13
Desviación estándar	2,50	2,50	2,92	2,90
1ª decila	5,60	5,88	5,00	5,00
1ª cuartila	7,14	7,29	6,75	7,33
Mediana	8,40	8,57	8,33	8,67
3º cuartila	10,40	10,70	10,75	11,00
9ª decila	12,43	12,60	13,24	13,44
Porcentaje de establecimientos con educación media entre				
<6 años	13,12	11,10	20,63	17,20
6-7 años	13,28	12,95	7,20	7,63
7-8 años	13,49	14,12	8,45	8,91
8-9 años	22,67	21,61	25,13	24,86
9-10 años	12,17	12,98	11,48	11,99
10-11 años	8,23	8,98	7,67	8,36
11-12 años	5,71	6,36	5,58	6,05
12-13 años	4,96	5,53	5,32	5,60
13-14 años	3,33	3,28	3,98	4,39
14-15 años	1,89	1,91	2,20	2,43
>15 años	1,13	1,25	2,35	2,57
Establecimientos	11.358	6.648	11.567	6.923

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002. Se han utilizado los factores de elevación que proporciona la propia encuesta.

alternativamente, dos *dummies* de educación: secundaria, *HS* y titulación universitaria, *U*), la experiencia potencial del trabajador (*PE*) y la antigüedad en la empresa (*A*). Las características de empresas incluidas son la educación media (*e*), las *dummies* de tamaño (*S2* y *S3*), la orientación de mercado (M_N, M_E y M_W), una *dummy* para cuando el establecimiento tiene un convenio colectivo de empresa (*CCE*) y los controles regionales y sectoriales comentados en la sección anterior. El subíndice *i* denota al trabajador y el *j* al establecimiento.

$$lnw_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Y_{ij} + \beta_2 PE_{ij} + \beta_3 (PE_{ij})^2 + \beta_4 A_{ij} + \beta_5 (A_{ij})^2 + \beta_6 S2_j + \beta_7 S3_j + \beta_8 e_j + \beta_9 M_{Nj} + \beta_{10} M_{Ej} + \beta_{11} M_{Wj} + \beta_{12} CCE_j + Z'_j \theta + u_{ij} \quad (3)$$

FIGURA 1

DISTRIBUCIÓN DE LA EDUCACIÓN MEDIA DEL ESTABLECIMIENTO. MUESTRA TOTAL

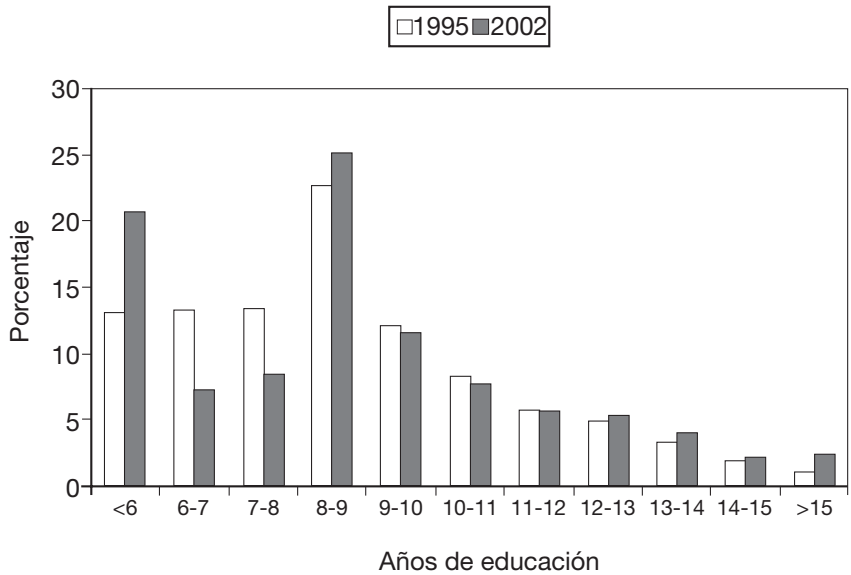
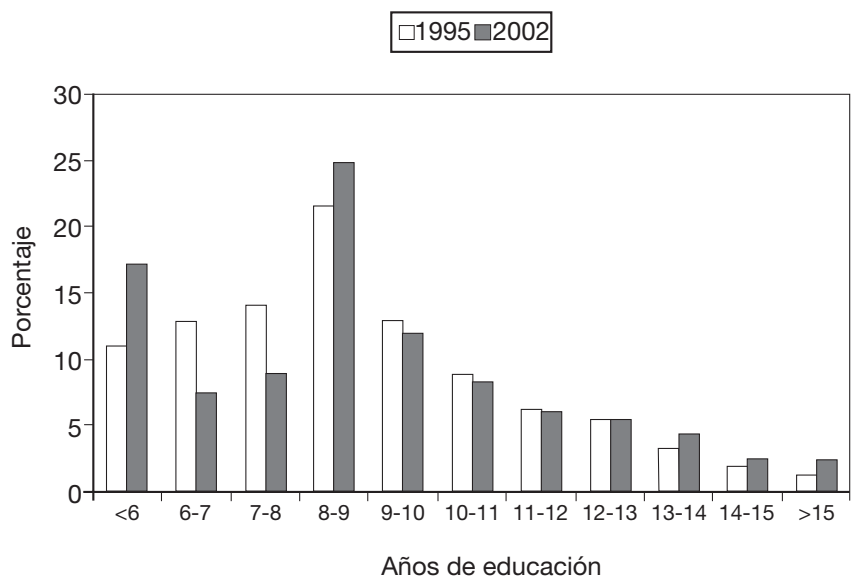


FIGURA 2

DISTRIBUCIÓN DE LA EDUCACIÓN MEDIA EN ESTABLECIMIENTOS CON MÁS DE 5 TRABAJADORES ENTREVISTADOS



También se estima esta ecuación incluyendo efectos fijos de establecimiento π_j[5], dada la evidencia empírica en trabajos anteriores sobre este tipo de efectos en la Encuesta de Estructura Salarial: Alcalá y Hernández (2006a) y Palacio y Simón (2004). En este caso se eliminan de la muestra los establecimientos con un único trabajador entrevistado, siendo las ecuaciones a estimar:

$$lnw_{ij}=\beta'_0+\beta'_0 Y_{ij}+\beta'_2 PE_{ij}+\beta'_3(PE_{ij})^2+\beta'_4 A_{ij}+\beta'_5(A_{ij})^2+\pi_j+\varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$\hat{\pi}_j=\beta'_6 S2_j+\beta'_7 S3_j+\beta'_8 e_j+\beta'_9 M_{Nj}+\beta'_{10} M_{Ej}+\beta'_{11} M_{Wj}+\beta'_{12} CCE_j+Z'_{jk}\theta'+\eta_j \quad (5)$$

CUADRO 5

SALARIOS Y CARACTERÍSTICAS DE LOS ESTABLECIMIENTOS Y DE LOS TRABAJADORES. ECUACIÓN (3)

	1995	Diferencia 2002-1995	1995	Diferencia 2002-1995
HS	0,191** (22,53)	–0,050** [35,32]		
U	0,604** (44,76)	–0,125** [86,35]		
Y			0,055** (45,37)	–0,014**[130,4]
EP	0,037** (26,37)	–0,009** [42,76]	0,037** (25,34)	–0,012**[66,75]
$EP^2/_{100}$	–0,053** (-21,83)	0,015** [38,45]	–0,049** (-19,70)	0,018** [54,05]
A	0,005** (3,45)	0,008** [40,30]	0,005** (3,67)	0,008** [33,46]
$A^2/_{100}$	0.002 (0.47)	–0.021** [35,00]	–0,0002 (-0,07)	–0,019**[25,32]
S2	0,095** (7,97)	0,014 [1,44]	0,093** (7,50)	0,014 [1,30]
S3	0,124** (8,18)	0,004 [0,08]	0,119** (7,48)	0,001 [0,00]
e	0,021** (8,17)	0,009** [12,34]	0,009** (3,28)	0,014** [25,21]
M_N	0,084** (7,04)	0,008 [0,42]	0,084** (6,76)	0,016 [1,65]
M_E	0,131** (4,97)	0,024 [0,80]	0,145** (5,62)	0,023 [0,81]
M_W	0,129** (3,85)	0,044 [1,69]	0,137** (3,91)	0,056 [2,56]
CCE	0,111** (5,66)	–0,040* [4,12]	0,114** (5,45)	–0,041* [3,89]
Establecimientos	10.294		10.294	
Trabajadores	53.512		53.512	
R2 corregido	0,462		0,444	

Notas: Estimación por Mínimos Cuadrados Ponderados utilizando los factores de elevación de la EES 1995. Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad y han sido calculados permitiendo la correlación entre observaciones de una misma empresa. Estadísticos t entre paréntesis y estadísticos F entre corchetes. En todas las estimaciones se incluyen también 16 dummies regionales y 35 dummies sectoriales. ** indica significatividad al 1 %; * 5 %.

[5] También se probó con la especificación de efectos aleatorios. Los resultados son muy similares, aunque el test de Hausman rechazó esta hipótesis.

En el Cuadro 5 se presentan las estimaciones [6]. Destaca la reducción del rendimiento de la educación de 1995 a 2002, ya sea medida ésta en función de los años de escolarización, en cuyo caso la reducción es del 25,4%, o con *dummies* por niveles educativos, en cuyo caso la reducción de la *dummy* de educación secundaria alcanza el 26,2% y la de educación universitaria el 20,7%. Este es un fenómeno de gran importancia cuyas causas convendría analizar en profundidad en el futuro, y en el que quizás hayan jugado un papel importante un desplazamiento positivo más rápido de la oferta de titulados que de la demanda y una cierta inadecuación de la estructura cualitativa de dicha oferta a la evolución de la demanda. También se reduce la retribución de la experiencia potencial, mostrando en 2002 un perfil más plano que en 1995 ya que también se produce una reducción importante en el efecto negativo de la variable al cuadrado, dando lugar a que la experiencia potencial a la que se obtiene el máximo salario aumente de 1995 a 2002. La retribución de la antigüedad en la empresa aumenta, aunque en 2002 muestra un perfil cóncavo mientras que en 1995 el término cuadrático no aparece estadísticamente significativo.

Las primas por tamaño y por orientación de mercado no experimentan cambios estadísticamente significativos, aunque algunos de estos coeficientes registran un notable aumento, como es el caso del coeficiente de tamaño intermedio (14,7%), y de los indicadores de que el mercado principal es la Unión Europea (18,3%) o el Resto del mundo (34,1%). Por su parte, la educación media del establecimiento sí registra un aumento de su impacto salarial que resulta estadísticamente significativo: mientras que en 1995 el aumento de un año en la educación media del establecimiento eleva los salarios de todos los trabajadores del mismo en un 2,1%, en 2002 esta prima alcanza el 3%. Por otro lado, la prima salarial del convenio colectivo de empresa muestra una reducción importante. Para dotar de una mayor robustez a estos resultados, en el Cuadro 6 se presentan los correspondientes a la estimación de efectos fijos de establecimiento, donde se han eliminado aquellos establecimientos con un único trabajador entrevistado. Como puede observarse, los resultados coinciden básicamente con los señalados anteriormente.

Como conclusión general puede señalarse que la importancia para los salarios de las características de las empresas estudiadas (capital humano medio, orientación de mercado y, en menor medida, tamaño), está aumentando; aunque la imprecisión con la que se estima el incremento de alguno de estos efectos conduce a que el único impacto cuyo incremento resulta estadísticamente significativo es el del nivel de cualificación medio del establecimiento. Por el contrario, la influencia de circunstancias relacionadas con la actividad sindical (tales como la negociación de convenios a nivel de empresa) que en épocas anteriores pudieron tener una importancia relativamente destacada, muestran una tendencia significativa al decaimiento.

---

[6] Las especificaciones que incluyen la fracción de universitarios en el establecimiento en lugar de la educación media también fueron estimadas, pero el resto de coeficientes no sufren variaciones significativas. Todas estas estimaciones están a disposición de cualquier persona que las solicite a los autores.

CUADRO 6

SALARIOS Y CARACTERÍSTICAS DE LOS TRABAJADORES Y DE LOS ESTABLECIMIENTOS. ECUACIONES (4) Y (5)

	1995	**Diferencia 2002-1995**	**1995**	**Diferencia 2002-1995**
Primera etapa. Ecuación (4)				
HS	0,211** (25,86)	–0,071** [75,75]		
U	0,576** (37,54)	–0,151** [96,76]		
Y			0,055** (39,93)	–0,014**[100,1]
EP	0,034** (22,06)	–0,006** [16,06]	0,035** (22,35)	–0,009**[31,14]
$EP^2/_{100}$	–0.048** (-18.73)	0.008** [9,55]	–0,046** (-17,92)	0,010** [15,40]
A	0,006** (4,29)	0,022** [35,59]	0,006** (4,66)	0,008** [31,11]
$A^2/_{100}$	0,001 (0,29)	–0,022** [36,49]	–0,001 (-0,36)	–0,020**[30,44]
Trabajadores	52.434		52.434	
R^2 corregido	0,685		0,683	
Segunda etapa. Ecuación (5)				
S2	0,091** (7,51)	0,010 [0,65]	0,090** (7,19)	0,010 [0,67]
S3	0,118** (6,51)	0,019 [1,16]	0,111** (6,01)	0,019 [1,08]
e	0,025** (9,50)	0,005‡ [2,75]	0,012** (4,20)	0,007** [6,05]
M_N	0,090** (7,58)	–0,002 [0,02]	0,093** (7,66)	0,002 [0,03]
M_E	0,159** (5,61)	0,006 [0.04]	0,171** (6,10)	0,002 [0,01]
M_W	0,188** (6,40)	–0,005 [0,03]	0,198** (6,54)	–0,001 [0,00]
CCE	0,115** (5,33)	–0,054** [6,33]	0,120** (5,36)	–0,054** [5,80]
Establecimientos	9.223		9.223	
R^2 corregido	0,312		0,276	

Notas: Estimación con efectos fijos de establecimiento, ponderando según los factores de elevación de la EES 1995. Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad y se han calculado permitiendo la correlación entre observaciones de una misma empresa en la primera etapa. Estadísticos t entre paréntesis y estadísticos F entre corchetes. En la segunda etapa se incluyen también 16 dummies regionales y 35 dummies sectoriales. ** indica significatividad al 1 %; * 5 %, ‡ 10%.

5. Evolución del diferencial salarial entre trabajadores cualificados y no cualificados

A continuación examinamos el distinto impacto de todas las variables según el nivel de estudios del trabajador. Para ello dividimos la muestra total en tres submuestras según los niveles de educación primaria, secundaria y universitaria [7]. Los resultados se muestran en el Cuadro 7.

Destaca la reducción de la retribución de la experiencia potencial para los trabajadores con educación primaria y el incremento (aunque no estadísticamente significativo) para los trabajadores con titulación universitaria. Las primas por tamaño de empresa muestran el patrón opuesto: aumentan para educación primaria y secundaria y se reducen para la universitaria. La educación media de empresa aumenta su retribución en todos los casos. La prima salarial por vender en el mercado nacional frente al local aumenta para los trabajadores con educación primaria y secundaria y se reduce en el caso de los universitarios. Sin embargo, las primas por internacionalización (tanto la UE como el Resto del mundo) se reducen para los trabajadores con educación primaria y aumentan para los de secundaria y universitaria. Este último resultado se puede interpretar como una derivación de los resultados expuestos en la Sección 3, en el sentido de que el crecimiento de la demanda de trabajo cualificado vía internacionalización se ha incrementado de 1995 a 2002 y ha generado el consiguiente aumento de la prima salarial por este motivo. Finalmente, el impacto salarial positivo del convenio colectivo de empresa se reduce para todos los niveles educativos considerados.

En líneas generales puede decirse que la reciente evolución ha reforzado el patrón de efectos de la estructura empresarial sobre los salarios por niveles educativos que ya existía en 1995. Por un lado, las primas salariales por tamaño del establecimiento aumentan en aquellos casos donde eran más importantes (trabajadores menos cualificados) y disminuyen donde son menores (trabajadores con titulación universitaria). Por otro lado, las primas salariales por internacionalización de la empresa aumentan donde son mayores (trabajadores con titulación secundaria y universitaria) y disminuyen donde tienen menor importancia (trabajadores con educación primaria).

El Cuadro 8 presenta la evolución de las diferencias salariales por niveles educativos y la descomposición del salario (en logaritmos) medio, según las variables explicativas tal y como describe la ecuación (6). Los valores medios de las distintas variables para la muestra de trabajadores por niveles educativos utilizados para elaborar este cuadro (junto con las estimaciones de la sección precedente) pueden consultarse en el Cuadro A1 del Anexo.

$$\left(\overline{\ln w_u}^{02} - \overline{\ln w_p}^{02}\right) - \left(\overline{\ln w_u}^{95} - \overline{\ln w_p}^{95}\right) = \left(\overline{X_u}^{02}\hat{\beta}_u^{02} - \overline{X_p}^{02}\hat{\beta}_p^{02}\right) - \left(\overline{X_u}^{95}\hat{\beta}_u^{95} - \overline{X_p}^{95}\hat{\beta}_p^{95}\right) \quad (6)$$

[7] En este caso no se ha utilizado la estimación de efectos fijos, ya que la eliminación de aquellos establecimientos con un único trabajador para cada una de las tres submuestras reducía considerablemente el número de observaciones, sobre todo para la submuestra de universitarios.

CUADRO 7

SALARIOS Y CARACTERÍSTICAS DE LOS TRABAJADORES Y DE LOS ESTABLECIMIENTOS POR NIVELES DE ESTUDIOS.

	Educación Primaria		Educación Secundaria		Educación Universitaria	
	1995	Diferencia 2002-1995	1995	Diferencia 2002-1995	1995	Diferencia Diferencia
EP	0,026** (16,48)	–0,010** [40,97]	0,038** (12,77)	–0,011** [14,40]	0,057** (12,31)	0,003 [0,35]
$EP^2/_{100}$	–0,037** (-13,50)	–0,057** [36,19]	–0,050** (-8,25)	0,018** [9,18]	–0,087** (-8,01)	–0,004 [0,15]
A	0,007** (4,75)	0,008** [29,36]	0,008** (3,30)	0,007** [7,29]	–0,006** (-1,45)	0,016** [14,09]
$A^2/_{100}$	–0,002 (-0,45)	–0,018** [22,77]	–0,013* (-1,92)	–0,015* [4,51]	0,013** (1,07)	–0,053** [19,42]
S2	0,097** (7,78)	0,026* [4,18]	0,084** (4,32)	0,028 [2,11]	0,128** (4,25)	–0,023 [0,58]
S3	0.150** (8.14)	0,010 [0,29]	0,107** (5,12)	0,029 [1,97]	0,109** (2,89)	–0,018 [0,22]
e	0,008** (2,57)	0,009** [6,95]	0,022** (5,83)	0,006 [2,15]	0,032** (5,78)	0,010‡ [3,37]
M_N	0,048** (3,74)	0,005 [0,12]	0,110** (5,63)	0,025 [1,61]	0,212** (6,19)	–0,092** [7,26]
M_E	0,115** (3,91)	–0,015 [0,27]	0,163** (4,72)	0,044 [1,62]	0,161** (2,13)	0,134‡ [3,12]
M_W	0,160** (6,37)	–0,062** [6,07]	0,032 (0,52)	0,182** [8,93]	0,176** (2,53)	0,091 [1,68]
CCE	0,131** (5,68)	–0,031 [1,87]	0,079** (3,72)	–0,026 [1,50]	0,082‡ (1,90)	–0,021 [0,24]
Establecimientos	9.075		5.078		3.068	
Trabajadores	34.509		12.986		6.017	
R^2 corregido	0,371		0,360		0,266	

Notas: Estimación por Mínimos Cuadrados Ponderados utilizando los factores de elevación de la EES 1995. Entre paréntesis los errores estándar consistentes a la presencia de heterocedasticidad y calculados permitiendo la correlación entre observaciones de una misma empresa. Se incluyen también 16 dummies regionales y 35 dummies sectoriales. ** indica significatividad al 1 %; * 5 %, ‡ 10%.

CUADRO 8

DESCOMPOSICIÓN DE LOS SALARIOS (EN LOGARITMOS) MEDIOS SEGÚN NIVELES DE EDUCACIÓN

	1995						2002					
	Primaria		Secundaria		Universitaria		Primaria		Secundaria		Universitaria	
	Media	%	Media	%	Media	%	Media	%	Media	%	Media	%
Log(Salario)	1,732	100,0	2,004	100,0	2,409	100,0	1,746	100,0	2,016	100,0	2,372	100,0
Antigüedad	0,099	5,7	0,074	3,7	-0,042	-1,7	0,129	7,4	0,115	5,7	0,022	0,9
Experiencia	0,403	23,3	0,542	27,0	0,681	28,3	0,260	14,9	0,398	19,7	0,640	27,0
Orientación de mercado	0,039	2,3	0,081	4,0	0,168	7,0	0,037	2,1	0,108	5,4	0,123	5,2
Tamaño del establecimiento	0,051	2,9	0,060	3,0	0,070	2,9	0,064	3,7	0,077	3,8	0,073	3,1
Educación media	0,064	3,7	0,243	12,1	0,388	16,1	0,133	7,6	0,307	15,2	0,554	23,4
Convenio	0,022	1,3	0,017	0,8	0,018	0,7	0,013	0,7	0,011	0,5	0,011	0,5
Resto	1,054	60,9	0,987	49,3	1,126	46,7	1,110	63,6	1,000	49,6	0,949	40,0

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002. Las medias se han ponderado con los factores de elevación que proporciona la propia encuesta y los salarios de 2002 han sido deflactados según la variación del IPC.

El subíndice *u* indica la submuestra de trabajadores universitarios y *p* la de trabajadores con educación primaria; $\hat{\beta}$ es el vector de parámetros estimados en las ecuaciones salariales y $\bar{X}$ es el vector de variables explicativas medias incluidas en dichas ecuaciones, donde las más relevantes vienen recogidas en el Cuadro A1 del Anexo.

Las cifras que aparecen en la fila «Resto» de este Cuadro 8 corresponden a la suma de la constante de cada grupo educativo junto con el efecto medio de las *dummies* de industrias y de regiones. Adviértase en todo caso que el análisis de descomposición de la media de los logaritmos de los salarios en lugar de la media de los salarios, constituye una aproximación —técnicamente más cómoda— de lo que sería la descomposición de la media de los salarios; la cual, no obstante, tiende a subestimar relativamente la importancia de los efectos de las variables que son incorporadas mediante *dummies* (al igual que los efectos, en general, de las variables con mayor dispersión relativa) [8].

El salario medio de los universitarios es el único que no ha aumentado su capacidad adquisitiva durante el período estudiado. La diferencia salarial media entre los trabajadores con titulación universitaria y educación primaria se ha reducido un 7,5% (5,1 puntos porcentuales): si en 1995 la diferencia salarial media a favor de los trabajadores con educación universitaria ascendía al 67,7%, en 2002 era del 62,6%. La diferencia salarial media entre los trabajadores con educación secundaria y primaria se ha mantenido prácticamente estable (reducción de 0,2 puntos porcentuales) situándose en torno al 27% a favor de aquéllos.

La descomposición de estos salarios medios nos permite comprobar que la experiencia ha perdido importancia de manera notable en primaria y secundaria, ya que se reduce tanto su media como su retribución salarial, lo que puede ser consecuencia de la más rápida obsolescencia que las nuevas tecnologías han generado en el capital humano de estos trabajadores. En el caso de los universitarios, su importancia se ha mantenido, aunque como combinación de dos factores que han actuado en dirección opuesta: el incremento de la prima por experiencia junto con el descenso de la experiencia media debido a la incorporación de muchos jóvenes universitarios.

En las características de empresa, lo más destacable es el incremento de la importancia de la educación media en la empresa para todos los grupos de trabajadores. Este fenómeno confirma la importancia creciente para el salario de un trabajador (cualquiera que sea su educación), en el actual entorno competitivo, de integrarse en empresas que incorporen un fuerte nivel educativo medio (y a menudo está relacionado con la calidad, el contenido tecnológico del output, y con la capacidad de innovación). Cabe anotar finalmente el descenso del efecto de los convenios colectivos de empresa (especialmente en el caso de los menos cualificados que es donde resultaba más importante) que ya era reducido de por sí.

---

[8] La razón es que mientras que los salarios son una función convexa (más concretamente, exponencial) de las características, el logaritmo de los salarios es una función lineal de las mismas. Dado que las variables *dummy* toman solo valores extremos (en concreto, 0 o 1), el cálculo de su efecto medio en una relación lineal tiende a reducirse mucho más con respecto su efecto medio en una relación convexa, que en el caso del cálculo del efecto medio de variables cuyas realizaciones tienen menor dispersión.

En el Cuadro 9 se describe la descomposición de la evolución de la diferencia salarial entre los trabajadores con titulación universitaria y educación primaria. Se ha utilizado la misma descomposición que la presentada en el trabajo de Aláez y Ullibarri (2000), donde se descompone la evolución de la diferencia salarial a favor del hombre en España desde 1990 a 1994 [9]. La fórmula empleada es la siguiente:

$$\left(\overline{\ln w_u}^{02} - \overline{\ln w_p}^{02}\right) - \left(\overline{\ln w_u}^{95} - \overline{\ln w_p}^{95}\right) =$$

$$\overbrace{\left[\left(\overline{X_u}^{02} - \overline{X_p}^{02}\right) - \left(\overline{X_u}^{95} - \overline{X_p}^{95}\right)\right]\hat{\beta}_u^{95}}^{[1]} + \overbrace{\left[\left(\overline{X_u}^{02} - \overline{X_p}^{02}\right)\cdot\left(\hat{\beta}_u^{02} - \hat{\beta}_u^{95}\right)\right]}^{[2]} +$$

$$\overbrace{\overline{X_p}^{02}\cdot\left[\left(\hat{\beta}_u^{02} - \hat{\beta}_p^{02}\right) - \left(\hat{\beta}_u^{95} - \hat{\beta}_p^{95}\right)\right]}^{[3]} + \overbrace{\left(\overline{X_p}^{02} - \overline{X_p}^{95}\right)\cdot\left(\hat{\beta}_u^{95} - \hat{\beta}_p^{95}\right)}^{[4]} \qquad (7)$$

CUADRO 9

DESCOMPOSICIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LA DIFERENCIA SALARIAL ENTRE TRABAJADORES CON TITULACIÓN UNIVERSITARIA Y CON EDUCACIÓN PRIMARIA DE 1995 A 2002

	Evolución de la diferencia salarial	**[1]**	**[2]**	**[3]**	**[4]**
Antigüedad	0,033	–0,0030	0,001	0,008	0,0270
Experiencia	0,103	–0,0470	–0,011	0,171	–0,0100
Orientación de mercado	–0,042	0,0220	–0,031	–0,024	–0,0090
Tamaño del establecimiento	–0,011	0,0110	–0,005	–0,017	0,0005
Educación media	0,097	0,0280	0,052	0,010	0,0060
Convenio	0,002	0,0004	–0,001	–0,001	0,0020
Resto	–0,233	0,0150	–0,008	–0,247	0,0090
Total	–0,051	0,0260	–0,003	–0,100	0,0260

Notas: [1] Sumando atribuido a variaciones en las diferencias de características entre trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria; [2] Sumando atribuido a variaciones en los coeficientes estimados en las ecuaciones salariales; [3] Sumando atribuido a variaciones en las diferencias de coeficientes estimados entre trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria; [4] Sumando atribuido a variaciones en las características.

[9] Se ha preferido utilizar esta descomposición, que está en la línea de la tradicional descomposición de Blinder-Oaxaca, en lugar de la descomposición de Juhn *et al*. (1993), debido a que la primera permite descomponer también, según las variables explicativas incluidas, los sumandos [3] y [4].

El sumando [1] es la parte de la evolución de la prima salarial media entre trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria atribuida a variaciones en las diferencias de características entre ambos colectivos. El sumando [2] se interpreta como la parte debida a variaciones en los coeficientes estimados en las ecuaciones salariales de un año a otro. El sumando [3] se atribuye a variaciones en las diferencias de coeficientes estimados entre trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria. Finalmente, el sumando [4] indica la parte atribuida a variaciones en las características durante el período estudiado. Las distintas filas del Cuadro 9 presentan esta descomposición tanto para cada una de las características como para el resultado conjunto de todas ellas.

En el Cuadro A2 del Anexo se realiza esta misma descomposición utilizando la técnica de Gardeazábal y Ugidos (2004) para evitar el problema de identificación de la constante, pero se puede observar que los resultados obtenidos se mantienen. De la misma forma, dado que la descomposición de medias no es única (Oaxaca y Ransom, 1994), también se ha probado con otras descomposiciones, pero los principales resultados quedan inalterados cualitativamente.

La reducción del diferencial salarial entre los trabajadores con titulación universitaria y educación primaria experimentado desde 1995 a 2002 alcanza 5,1 puntos porcentuales. El hecho de que esta reducción supere los 23 puntos porcentuales cuando examinamos la fila denominada «Resto» significa que la caída de los salarios medios universitarios se ha producido como consecuencia de lo que casi podríamos llamar un «desplome» en el caso de los individuos del grupo de referencia: universitarios sin antigüedad ni experiencia empleados en establecimientos locales con un bajo nivel medio de capital humano. La descomposición de la evolución de dicho diferencial según las características incluidas en las ecuaciones salariales también pone de manifiesto que la mayor parte de esa reducción se debe a las diferencias de coeficientes estimados entre trabajadores con distintos niveles de educación. En línea con lo señalado anteriormente, la reducción de la prima salarial por educación universitaria se ha visto atenuada por la dinámica registrada en dos variables: (i) la experiencia potencial del trabajador, y (ii) la educación media del establecimiento. En el primer caso, se observa que dicha atenuación es debida a que en 2002 la experiencia potencial de los universitarios es mejor retribuida que en 1995, mientras que para los trabajadores con educación primaria sucede lo contrario. Esto viene recogido en el sumando [3]. La consecuencia de este resultado se manifiesta en el denominado fenómeno reciente del *mileurismo,* por el que jóvenes universitarios apenas consiguen acceder a puestos de trabajo cuya remuneración supere los mil euros mensuales.

Para ilustrar este hecho podemos tomar el siguiente ejemplo: si un joven universitario de 30 años en 1995 obtiene un salario mensual de 1.000 €, un adulto de 50 años con la misma titulación, en ese mismo año, con la misma antigüedad en la empresa, y en un establecimiento similar en términos de tamaño, orientación de mercado, educación media, rama de actividad y comunidad autónoma de residencia, obtendría un salario de 1.792 € mensuales. Si en el año 2002, el mismo joven universitario continua ganando los 1.000 € mensuales en términos de igualdad de capacidad de com-

pra (hay que tener en cuenta que de 1995 a 2002 el IPC aumentó un 22%), el adulto obtendría un salario de 1.836 € mensuales, lo que supone un aumento del 2,45% de su capacidad de compra [10].

Por otro lado, el impacto salarial positivo de la educación media del establecimiento ha aumentado durante el período estudiado para todos los trabajadores, y de forma estadísticamente significativa para los trabajadores con educación primaria y universitaria. Todo esto, unido a que en 2002 los universitarios se concentran en mayor medida que en 1995 en empresas donde la educación media es elevada, crea la oportunidad para estos titulados de escapar de la reducción de su prima salarial en la medida en que sean capaces de acceder a las empresas con mayor nivel educativo medio.

La evolución de la concentración de trabajadores según su nivel educativo puede observarse en el Cuadro 4 y en la Figuras 1-2 analizadas anteriormente, que muestran un aumento de la segregación de trabajadores según su educación. Dada la elevada prima salarial por educación media y su aumento durante el período estudiado, la mayor segregación hace cada vez más importante el hecho de trabajar en una empresa de elevado capital humano. En el caso de los universitarios que son los que tienen una prima más alta asociada a este factor, la diferencia entre trabajar en una empresa con alto nivel de capital humano resulta clave. En concreto, haciendo uso de los datos en el Cuadro 4 y de las estimaciones del Cuadro 7, se obtiene que la diferencia entre trabajar en una empresa de la primera cuartila de la distribución de la educación media por establecimientos (7,14 años en 1995 y 6,75 en 2002), o trabajar en una de la tercera cuartila (10,40 años en 1995 y 10,75 en 2002) implicaba una prima salarial para los universitarios del 11% en 1995 y del 18,3% en 2002 [11]. Y la diferencia entre trabajar en una empresa de la primera decila de la distribución (5,60 años en 1995 y 5 en 2002), o en una de la novena decila (12,43 años en 1995 y 13,24 en 2002) implicaba una prima del 24,4% en 1995 y del 41,4% en 2002. A esto podrían añadirse otras posibles características del establecimiento que están positivamente correlacionadas con el elevado capital humano como es la exportación mayoritaria de la producción a la UE. Los resultados de la Tabla 7 implican que para un universitario, este tipo de establecimiento le proporcionaba una prima promedio del 17,5% en 1995 (sobre el salario de un universitario que trabaje en una empresa local) y del 34,4% en 2002.

6. Conclusiones

La estructura empresarial española y el mercado de trabajo han registrado una considerable evolución en los últimos años. En este trabajo se han analizado algunos

---

[10] Si al *mileurista* le aplicamos la pérdida de poder adquisitivo media de los universitarios del 3,7%, en 2002 obtendría un salario de 963€, mientras que el adulto que le supera en 20 años obtendría un salario de 1.768€, que supone una pérdida de poder adquisitivo sólo del 1,3%.

[11] exp[(10,4–7,14)×0,032]–1 en 1995 y exp[(10,75–6,75)×0,042]–1 en 2002.

aspectos clave de esta evolución, como son los cambios en la estructura salarial y en la distribución del capital humano por empresas. Con este fin se han comparado los resultados obtenidos a partir de la Encuesta de Estructura Salarial de 1995, con los obtenidos en el trabajo de Alcalá y Hernández (2006b) con la ola de 2002. Esta comparación muestra que la orientación de las empresas hacia los mercados no locales tiene en general un efecto positivo muy significativo sobre la demanda de educación por parte de las empresas y sobre la demanda de titulados superiores que ha crecido en los últimos años. Este efecto es además superior en el caso de las empresas cuya producción se destina principalmente a mercados exteriores no pertenecientes a la Unión Europea. Esta cuestión es particularmente importante en España debido a las relativamente escasas oportunidades laborales que los titulados superiores encuentran en el tejido productivo nacional (Dolado, Felgueroso y Jimeno, 2000). Nuestros resultados sugieren que las políticas de apoyo a la internacionalización de las empresas pueden ser una eficaz herramienta para mejorar dichas oportunidades.

Las empresas no locales eran ya relativamente intensivas en capital humano en 1995. Ahora bien, el incremento de la educación media del establecimiento en estas empresas no locales entre 1995 y 2002, ha sido vertiginoso. En consecuencia, se ha dado lugar a un mayor distanciamiento entre estas empresas y las locales, lo que a su vez se traduce en una mayor segregación de trabajadores entre aquéllos que trabajan en empresas con fuerte dotación de capital humano (las no locales) y aquéllos que se encuentran en el bloque de las empresas locales (las cuales representan casi el 50% de las empresas encuestadas y una proporción aun mucho mayor del tejido productivo español). Por otra parte hay que señalar, en cambio, que las grandes empresas españolas no tienden a ser relativamente intensivas en capital humano como consecuencia de que su tamaño sea mayor, sino sólo en la medida en que el tamaño está positivamente correlacionado con la condición de exportadora (o, al menos, con una orientación hacia el mercado nacional). Este hecho también se ha venido reforzando en los últimos años.

Aunque las primas salariales por internacionalización se han mantenido estadísticamente constantes durante el período considerado, cuando dividimos la muestra de trabajadores por niveles de estudios, se observa que dichas primas han aumentado para los trabajadores con educación secundaria y universitaria, y han disminuido para los que solamente poseen educación primaria. El impacto de la educación media de la empresa en los salarios de todos los trabajadores también ha crecido de 1995 a 2002. La dinámica observada refuerza los patrones del impacto de la estructura empresarial en los salarios de los trabajadores según niveles educativos analizada previamente en el estudio de Alcalá y Hernández (2006). Por un lado, las primas salariales por tamaño del establecimiento han venido aumentando en aquellos casos donde eran más importantes (trabajadores menos cualificados) y han venido disminuyendo allí donde eran ya menores (trabajadores con titulación universitaria). Por otro lado, las primas salariales por internacionalización de la empresa aumentan donde son mayores (trabajadores con titulación secundaria y universitaria) y disminuyen donde tienen menor importancia (trabajadores con educación primaria).

Al contrario de lo observado en otros países, la dinámica reciente del mercado de trabajo en España ha conducido a una reducción de las diferencias salariales entre los trabajadores de menor y los de mayor cualificación, posiblemente como consecuencia entre otras razones del gran incremento de la oferta de estos últimos. En el caso de los universitarios con escasa o nula experiencia y que trabajan en empresas con características poco favorables desde el punto de vista retributivo (empresas locales y de bajo capital humano medio), la reducción salarial tanto en términos absolutos como relativos ha sido muy considerable. El análisis de este trabajo confirma pues la impresión casual de que en la actualidad un titulo universitario, por sí mismo, ya no es garantía de un elevado salario. Ahora bien, la brecha salarial entre los universitarios que trabajen en este tipo de empresas y los que lo hacen en establecimientos que combinan las mejores características en cuanto a orientación de mercado, capital humano y tamaño se ha ampliado notablemente. Más concretamente, los universitarios en empresas con la combinación de características más favorables obtienen unos salarios medios superiores en más de un 50% a los empleados en las que tienen las peores características. En definitiva, las diferencias entre los establecimientos del tejido productivo español vienen adquiriendo cada vez mayor relevancia para explicar las amplias diferencias de salarios existentes entre trabajadores que tienen las mismas características observables; siendo esto especialmente cierto en el caso de los universitarios. Junto a estas circunstancias, el otro elemento clave de ampliación de las diferencias salariales entre titulados universitarios es el incremento de la importancia de la experiencia laboral fuera y dentro de la empresa (o lo que es lo mismo, se ha acrecentado la brecha salarial entre los jóvenes titulados y los que tienen ya una edad madura).

Referencias bibliográficas

[1] ACEMOGLU, D. (2003): «Patterns of Skill-Premia,» *Review of Economic Studies* 70(2), 199-230.

[2] ALÁEZ, R. y M. ULLIBARRI (2000): «Coyuntura económica y discriminación salarial por sexo: la recesión española», *Moneda y Crédito,* 211, 155-182.

[3] ALCALÁ, F. y P.J. HERNÁNDEZ (2006a): «Las Externalidades del Capital Humano en la Empresa Española», *Revista de Economía Aplicada,* 41, 61-83.

[4] ALCALÁ, F. y P.J. HERNÁNDEZ, P.J. (2006b): «Firm Characteristics, Labor Sorting and Wages», MPRA Paper 1226, University Library of Munich.

[5] AUTOR, D.H., L.F. KATZ y A.B. KRUEGER (1998): «Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?» *Quarterly Journal of Economics* 113, 1169-1213.

[6] BALDWIN, R.E. y G. CAIN (1997): «Shifts in U.S. Relative Wages: The Role of 46 Trade, Technology and Factor Endowments» NBER Working Paper, No. 5934.

[7] BERMAN, E., J. BOUND y MACHIN, S. (1998): «Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence» *Quarterly Journal of Economics* 113, 1245-1280.

[8] BORJAS, G.J. y V. RAMEY (1995): «Foreign Competition, Market Power and Wage Inequality» *Quarterly Journal of Economics* 110, 1075-1110.
[9] BUDRÍA, S. y A. MORO (2005): «Education, Over-education, and Wage Inequality: Evidence for Spain», Ponencia presentada en el XXX Simposio de Análisis Económico, Murcia, Diciembre 2005.
[10] DE LA FUENTE, A. (2003): «Human capital in a global and knowledge-based economy, part II: assessment at the EU country level», European Commission Report, Employment and Social Affairs.
[11] DOLADO, J.J., F. FELGUEROSO y JIMENO J.F. (2000): «La inserción laboral de los titulados universitarios en España» *Papeles de Economía Española* 86, 78-98.
[12] GARDEAZÁBAL, J. y A. UGIDOS (2004): «More on identification in detailed wage decompositions», *The Review of Economics and Statistics,* 86(4), 1034-1036.
[13] HANSON, G.H. y A. HARRISON: (1999): «Trade Technology and Wage Inequality: Evidence from Mexico» *Industrial and Labor Relations Review* 52, 271-288.
[14] JUHN, CH., K. M. MURPHY y B. PIERCE (1993): «Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill», *Journal of Political Economy*, 101, 410-42.
[15] MAURIN, E., y D. THESMAR (2004): «Changes in the Functional Structure of Firms and the Demand for Skill» *Journal of Labor Economics* 22 (4), 1215-44.
[16] MAURIN, E., D. THESMAR y M. THOENING (2002): «Globalization and the Demand for Skill: an Export Based Channel», CEPR Discussion Paper Series No. 3406, London.
[17] MINCER, J. (1974): *Schooling, experience and earnings*, NBER, New York.
[18] NEARY, P. (2002): «Foreign Competition and Wage Inequality» *Review of International Economics* 10, 680-693.
[19] OAXACA, R.L. y M. RANSOM (1994): «On discrimination and the decomposition of wage differentials», *Journal of Econometrics*, 61(1), 5-21.
[20] PALACIO, J.I. y H.J. SIMÓN (2004): «Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial» *Revista de Economía Aplicada*, 36, 47-82.
[21] ROBBINS, D. (1996): «HOS Hits Facts: Facts Win; Evidence on Trade and Wages in the Developing World» HIID Discussion Paper 557, Harvard University.
[22] THOENIG, M. y T. VERDIER (2003): «A Theory of Defensive Skill-Biased Innovation and Globalization» *American Economic Review* 93(3), 709-728.
[23] WOOD, A. (1998): «Globalisation and the Rise in Labour Market Inequalities» *The Economic Journal* 108, 1463-1482.

Anexo

CUADRO A1
CARACTERÍSTICAS MEDIAS DE LOS TRABAJADORES POR NIVELES DE ESTUDIOS

	1995			2002		
	Primaria	**Secundaria**	**Universitaria**	**Primaria**	**Secundaria**	**Universitaria**
w	7.560	10.106	15.817	7.715	10.351	15.280
	(3,77)	(5,184)	(9,479)	(4,394)	(5,996)	(10,260)
A	14,890	13,289	10,970	12,306	12,332	9,494
	(9,715)	(9,427)	(8,866)	(10,714)	(10,276)	(9,408)
EP	27,982	21,108	18,354	25,976	20,779	15,610
	(10,506)	(9,531)	(9.465)	(10,679)	(9,793)	(9,135)
M_N	0,520	0,667	0,708	0,455	0,577	0,756
M_E	0,048	0,034	0,036	0,088	0,077	0,043
M_W	0,055	0,050	0,066	0,041	0,068	0,072
S2	0,189	0,169	0,211	0,215	0,219	0,253
S3	0,216	0,430	0,398	0,234	0,387	0,504
e	7,666	10,879	12,163	7,937	11,136	13,318
	(1,954)	(2,059)	(2.584)	(2,015)	(2,075)	(2,344)
CCE	0,167	0,219	0,219	0,127	0,202	0,179

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002. Desviaciones estándar entre paréntesis. Se han utilizado los factores de elevación que proporciona la propia encuesta. Salarios horarios (*w*) en euros constantes de 2002.

CUADRO A2

DESCOMPOSICIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LA DIFERENCIA SALARIAL ENTRE TRABAJADORES CON TITULACIÓN UNIVERSITARIA Y CON EDUCACIÓN PRIMARIA DE 1995 A 2002 UTILIZANDO EL MÉTODO DE GARDEAZÁBAL Y UGIDOS (2004)

	Evolución de la diferencia salarial	[1]	[2]	[3]	[4]
Antigüedad	0,035	–0,00400	–0,0002	0,0110	0,0270
Experiencia	0,088	–0,04700	–0,0070	0,1530	–0,0110
Orientación de mercado	–0,095	0,00900	–0,0420	–0,0540	–0,0080
Tamaño del establecimiento	–0,006	0,00400	–0,0030	–0,0070	0,0003
Educación media	0,115	0,02600	0,0630	0,0190	0,0060
Convenio	0,001	0,00002	–0,0004	0,0007	0,0010
Resto	–0,189	0,01700	–0,0030	–0,2090	0,0080
Total	**–0,051**	0,00500	0,0070	–0,0870	0,0240

Notas: [1] Sumando atribuido a variaciones en las diferencias de características entre trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria; [2] Sumando atribuido a variaciones en los coeficientes estimados en las ecuaciones salariales; [3] Sumando atribuido a variaciones en las diferencias de coeficientes estimados entre trabajadores con titulación universitaria y con educación primaria; [4] Sumando atribuido a variaciones en las características.