

## Diferencias salariales en España: un análisis sectorial/regional\*

Ricardo Aláez Aller, Juan Carlos Longás García, Miren Ullibarri Arce

**RESUMEN:** El objetivo del presente trabajo es analizar las diferencias salariales sectoriales/regionales en España. En una primera fase se procura eliminar las diferencias en las dotaciones de capital humano para, en segundo lugar, reconocer las variables con mayor influencia en los salarios sectoriales/regionales. Dada la necesidad de datos sobre las características individuales de los asalariados, el presente trabajo sólo ha sido posible con los datos proporcionados por la Encuesta de Estructura Salarial relativa al año 1995. Las conclusiones confirman la existencia de un sistema de determinación salarial dual en España, puesto que las diferencias en los salarios de aquellos sectores/regiones con mayor productividad se corresponden con las diferencias en el coste de la vida, mientras que en los sectores/regiones de menor productividad los salarios se ajustan a la productividad aparente del trabajo. Por su parte, el marco de negociación colectiva español sirve para consolidar esta situación.

**Clasificación JEL:** J24, J31, L60, R10.

**Palabras clave:** Salarios, diferencias regionales, diferencias sectoriales, productividad.

### Wage differences in Spain: an industry regional analysis

**ABSTRACT:** The present paper seeks to analyse regional and industry wage differentials in Spain. Differences in observed industry and regional earnings are to be expected, whenever the considered individuals differ with respect to their human capital characteristics. However, this paper shows, using data from *Encuesta de Estructura Salarial* (*Structure of Earnings Survey*), referring to 1995, that while controlling for these characteristics reduces the magnitude of derived industry-regional wage premia, they are

---

\* Este trabajo ha sido posible gracias a la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología, en el marco del plan nacional de I+D+I (proyecto SEC.2001-2148) y del Instituto de la Mujer en el plan nacional de I+D+I (proyecto 2001-89/01). Los autores desean agradecer a los evaluadores anónimos sus sugerencias, que han permitido mejorar el trabajo. Por supuesto, cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva de los autores.

Dirección para correspondencia: Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra, Campus de Arrosadía s/n, 31006 Pamplona. E-mail: [ricardo.alaez@unavarra.es](mailto:ricardo.alaez@unavarra.es). Tel. +34-948-169347, Fax +34-948-169721.

Recibido: 6 de junio de 2002 / Aceptado: 17 de septiembre de 2003.

insufficient to eliminate altogether. The results allow the authors to describe a dual wage determination system in Spain. That is to say, average hourly wage is closely related to cost of living in those industry-regions with a higher labour productivity and to labour productivity in those industry-regions with a lower level of value added per employee. This situation finds its institutional coverage in the collective bargaining system.

**JEL classification:** J24, J31, L60, R10.

**Key words:** Wages, regional differentials, industry differentials, productivity.

## 1. Introducción

De acuerdo con la *Encuesta de Estructura Salarial*, elaborada por el INE con datos referidos a 1995, el salario medio por hora de los asalariados varones del sector privado industrial en la Comunidad Autónoma de Madrid era aproximadamente el doble del correspondiente a sus homónimos en Murcia. La existencia de apreciables diferencias salariales interregionales en España no es objeto de discusión, de la misma forma que no hay conclusiones definitivas sobre sus causas.

Evidentemente, el mencionado dato de los salarios medios no puede utilizarse como referencia para analizar las diferencias interregionales, puesto que parte de esa brecha salarial entre áreas se debe a otras características de los ocupados. Así, en primer lugar, los trabajos de Fernández y Montuenga (1997) y García *et al.* (1998) certifican la existencia, tanto en las tasas de variación como en los niveles, de diferencias salariales sectoriales. Los salarios medios en una región podrían ser más altos porque la presencia relativa de aquellos sectores económicos con salarios más elevados es mayor y, en tal caso, las diferencias salariales no podrían considerarse estrictamente regionales sino sectoriales. Todo ello obliga a reformular la cuestión, puesto que el análisis de las diferencias salariales interregionales se debería concentrar en explicar por qué se producen diferencias salariales entre trabajadores de un mismo sector pero cuya actividad está ubicada en regiones distintas o, en otras palabras, las diferencias salariales sectoriales/regionales pasan a constituir el objeto de estudio.

A pesar de tomar como referencia los sectores/regiones, quedaría la posibilidad de que la dotación de capital humano de los trabajadores de un mismo sector fuera diferente según la región, puesto que para dicha actividad las empresas podrían haber optado por una separación geográfica de las actividades de la cadena de valor, concentrando, por ejemplo, el ensamblaje en un área y las actividades de desarrollo del producto o la toma de decisiones en otra localización. Será necesario, por tanto, considerar específicamente las dotaciones de capital humano puesto que, de no hacerlo así, las diferencias no podrían calificarse como sectoriales/regionales, sino de capital humano. Además de las dos anteriores, todavía podría razonarse la necesidad de depurar el efecto de otras variables con influencia en las diferencias salariales. En este sentido, el presente análisis se ha limitado a los asalariados varones (para evitar el efecto de las diferencias salariales por sexo), del sector privado (para eliminar las diferencias salariales entre el sector público y el privado) y ocupados en la industria. En

definitiva, con el presente trabajo se ha procurado depurar el efecto de las variables mencionadas para, en primer lugar, reconocer aquella parte de las diferencias salariales de naturaleza sectorial/regional y, en segundo lugar, intentar reconocer qué variables sectoriales/regionales generan distintos niveles salariales para los asalariados varones del sector privado con la misma dotación de capital humano.

Los trabajos disponibles sobre la realidad española pueden considerarse —de acuerdo con el planteamiento anterior— parciales, debido, en gran medida, a las limitaciones impuestas por la disponibilidad de datos fiables, lo que ha conducido, en algunos casos, a trabajos de artesanía estadística para acomodar las fuentes a los objetivos de la investigación. En este sentido, resulta destacable el trabajo de Lorences *et al.* (1995) que ofrece evidencias de que las diferencias salariales interregionales en España no se explican por la teoría de las diferencias compensadoras de salarios. No obstante, estos autores no trabajan con salarios reales, sino con la información suministrada por los convenios colectivos provinciales de dos actividades, comparando la evolución de los salarios garantizados por dichos convenios en el periodo 1978-1991. La existencia de derivas salariales considerables para las categorías profesionales más altas y los convenios provinciales (Abellán *et al.*, 1997) parecen recomendar, para estudiar las diferencias salariales interregionales, el empleo de datos sobre salarios reales, así como la inclusión de las variables de capital humano.

Por su parte, Jimeno y Bentolila (1998) utilizan datos de la contabilidad nacional, sin información sobre las características individuales de los asalariados, con lo que no es posible depurar el efecto del capital humano. Serrano (1999) sostiene, para el periodo 1964-93, que existen diferencias interregionales permanentes en la retribución de la educación de los asalariados, pero no considera ni otras características del capital humano ni las diferencias en la composición sectorial de la producción regional. El trabajo de Sanromá y Ramos (1999), con datos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* para 1991, maneja información sobre las características de los ocupados, pero los propios autores reconocen que la desagregación sectorial utilizada es «insuficiente» para recoger las diferencias regionales en la estructura productiva y, por otro lado, no incluyen variables referidas a tamaño empresarial, tipo de contrato o sector público/privado que la literatura reconoce claramente significativas en la determinación de los salarios. Albert y Malo (1995), con los datos de la *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* (ECBC) para 1991, estiman ecuaciones de salarios incluyendo estas últimas variables, así como la dotación de capital humano, pero la variable sectorial está muy poco desagregada. Además de los problemas señalados en cada caso, ninguno de los trabajos comentados, con la excepción de Albert y Malo (1995), dispone de información sobre salarios/hora, la variable más adecuada para el análisis de las diferencias salariales.

En este contexto, la elaboración de la *Encuesta de Estructura Salarial* ha permitido disponer de datos sobre salarios por hora y características individuales de poco más de 69.000 asalariados varones del sector privado industrial en 1995. Esta información constituye el origen del presente trabajo, dado que sólo así ha sido posible estimar el alcance de las diferencias salariales (depurando el efecto del capital humano), así como reconocer las variables con mayor capacidad explicativa de dichas diferencias o efectos fijos salariales sectoriales/regionales.

El trabajo se ha estructurado de la siguiente forma: en los dos apartados siguientes se describen tanto la metodología como la fuente de datos para, posteriormente, estimar las ecuaciones de salarios, lo que permite eliminar el efecto de las dotaciones de capital humano y obtener los efectos fijos sectoriales/regionales. En el cuarto epígrafe se razona, de acuerdo con las teorías de determinación salarial, la selección de las variables que se incluirán en la regresión planteada para los efectos fijos, que se presenta en el quinto apartado. Los resultados obtenidos, cuya síntesis figura en las preceptivas conclusiones, confirman un sistema de determinación salarial dual en España apuntado, en términos de porcentajes de variación, por Fernández y Montuenga (1997), pero cuya lógica se ha refinado en el presente trabajo. El salario, en aquellos sectores/regiones de productividad más elevada, depende del coste de la vida, mientras que en el resto (baja productividad) se encuentra vinculado a la productividad aparente del trabajo, al tiempo que la negociación colectiva española ejerce su cometido de cobertura institucional de dicho sistema de determinación salarial. En definitiva, el artículo proporciona evidencias suficientes para mostrar que la productividad aparente ha funcionado lógicamente como límite máximo del coste laboral. Dado que no se ha dispuesto de datos sobre beneficios ni rentabilidad empresarial, no ha sido posible contrastar hipótesis acerca de las relaciones entre productividad aparente, beneficios empresariales y salarios.

## 2. Metodología

Con la intención de obtener los salarios sectoriales/regionales para una misma dotación de capital humano, la opción inmediata consistiría en estimar por MCO una ecuación de ingresos tipo Mincer (1974) en la que se incluyeran tantas variables ficticias como combinaciones de sector/región (en este caso se han considerado 209 sectores/regiones). Estos términos independientes mostrarían el salario de individuos con las mismas características para cada sector/región.

No obstante, las dificultades para estimar una ecuación de este tamaño recomienda estimar la ecuación de salarios en desviaciones con respecto a la media de la siguiente forma (*vid.*, por ejemplo, Baltagi, 1999):

$$\ln w_{ijk} - \overline{\ln w_{jk}} = (X_{ijk} - \overline{X_{jk}}) \beta + \mu_{ijk} \quad [1]$$

El subíndice  $i=1, \dots, n$  representa a los individuos,  $j=1, \dots, 17$ , recoge las Comunidades Autónomas y  $k=1, \dots, 13$ , indica las actividades. La variable dependiente es la diferencia entre el logaritmo del salario por hora de un individuo y el logaritmo del salario medio por hora en la región  $j$  y el sector  $k$ .  $X$  es un vector de características individuales (educación, experiencia, etc.) y  $\beta$  es el vector de coeficientes a estimar. Este vector de coeficientes es igual al que se obtendría de la ecuación de salarios sin desviaciones.

A partir del vector de parámetros estimados es posible recuperar una estimación del  $\alpha$  de la siguiente forma:

$$\hat{\alpha}_{jk} = \overline{\ln w_{jk}} - \overline{X_{jk}} \hat{\beta} \quad [2]$$

Estos efectos fijos  $\hat{\alpha}$  muestran que dos trabajadores con las mismas dotaciones de capital humano perciben salarios diferentes bien porque se encuadran en diferente sector dentro de la misma región, bien porque desarrollan su actividad en el mismo sector pero en regiones diferentes o por el efecto conjunto de factores sectoriales/regionales.

A continuación, se estima por MCO una nueva ecuación de salarios en la que la variable dependiente son los efectos fijos estimados y las variables independientes son las características específicas del sector o de la región. Con el fin de corregir la posible heterocedasticidad, se obtiene la matriz de varianzas y covarianzas por el método de White (1980).

Con esta regresión se trata de reconocer los factores que determinan las diferencias salariales, una vez eliminadas las diferencias en dotaciones de capital humano. Aunque en puridad se trata de efectos fijos, no aleatorios y, en consecuencia, esta segunda fase debería plantearse como la resolución de un sistema de ecuaciones, cabe señalar que los  $\hat{\alpha}$  son estimaciones. En consecuencia, la siguiente expresión permite aproximar su valor aceptando la existencia de un error:

$$\hat{\alpha}_{jk} = Z_{jk}\gamma + \mu_{jk} \quad [3]$$

siendo  $Z$  el vector de características (tamaño de la empresa, convenio de la empresa, productividad aparente del trabajo, coste de la vida y paro) y  $\gamma$  el nuevo vector de coeficientes a estimar. Con la especificación econométrica descrita, no hay razón para que estos coeficientes no sean consistentes.

### 3. Datos y primeros resultados

Los datos utilizados en el presente trabajo provienen de la *Encuesta de Estructura Salarial*<sup>1</sup>, publicada por el INE y cuya principal aportación frente a otras estadísticas de salarios es que contiene información sobre las características individuales, referidas al año 1995, de los asalariados del sector privado. El ámbito poblacional de esta operación estadística son los trabajadores por cuenta ajena que presten sus servicios en centros de cotización de 10 o más empleados, con lo que el sector industrial está sobreponderado. Aproximadamente un 5% de los trabajadores del ámbito poblacional fue encuestado. El presente análisis está limitado a los asalariados varones en el sector industrial, con un tamaño muestral que supera ligeramente los 69.000 individuos y, por lo tanto, no presenta problemas de representatividad puesto que equivale a aproximadamente el 90% de la muestra finalmente recogida por el INE.

Los Cuadros 1a y 1b muestran la información general más relevante con respecto a los salarios medios sectoriales/regionales de la muestra. Puede observarse que existen diferencias regionales apreciables en los salarios por hora medios que van desde las 1.094 pesetas de Murcia a las 2.030 de Madrid. Por sectores, también se producen

<sup>1</sup> Las principales características de esta operación estadística pueden consultarse en INE (1997) y Pérez e Hidalgo (2000)

**Cuadro 1a.** Variables por actividades

	<i>Temporalidad</i>	<i>Empresa grande</i>	<i>Productividad (M pts.)</i>	<i>Convenio empresa</i>	<i>Salario medio por hora</i>	<i>Efecto fijo</i>
Industrias extractivas	21,87 (10,72)	28,39 (22,48)	14,15 (3,73)	52,49 (27,24)	2.017,53 (582,85)	1.137,02 (146,18)
Alim., bebidas y tabaco	18,78 (4,27)	39,68 (16,50)	4,23 (0,59)	37,00 (12,03)	1.521,65 (255,73)	870,31 (103,58)
Textil, cuero y calzado	22,61 (9,91)	19,41 (16,41)	2,59 (0,63)	3,67 (6,30)	1.082,73 (238,08)	683,55 (100,69)
Madera y corcho	30,29 (8,40)	10,12 (14,08)	2,68 (0,57)	8,03 (12,11)	977,59 (164,32)	706,77 (87,68)
Papel y artes gráficas	15,05 (4,50)	30,07 (22,04)	5,00 (1,11)	28,61 (25,36)	1.662,29 (390,30)	913,65 (141,26)
Química	14,56 (7,19)	34,36 (20,41)	6,79 (1,90)	29,77 (19,53)	1.933,31 (356,28)	988,46 (109,23)
Caucho y plásticos	26,24 (9,33)	22,61 (16,61)	4,33 (0,83)	17,91 (16,32)	1.310,50 (279,59)	851,95 (98,21)
Prod. minerales no metálicos	24,12 (8,06)	28,22 (20,36)	4,79 (1,15)	26,70 (15,82)	1.400,82 (294,51)	887,23 (127,02)
Metalurgia	27,82 (7,33)	24,43 (18,86)	3,91 (1,19)	20,99 (16,81)	1.343,12 (275,86)	861,56 (113,35)
Maquinaria y equipo mecánico	20,06 (8,33)	21,10 (19,49)	4,35 (0,88)	22,69 (19,25)	1.458,69 (322,48)	853,70 (124,12)
Maquinaria y equipo eléctrico	30,19 (15,64)	26,03 (22,93)	4,55 (1,75)	22,69 (21,31)	1.441,67 (352,46)	853,32 (113,41)
Material de transporte	23,20 (8,04)	47,13 (23,13)	4,46 (1,56)	36,67 (28,78)	1.468,13 (284,49)	896,86 (120,33)
Otras industrias manufactureras	23,50 (7,46)	15,08 (16,70)	2,68 (0,57)	13,02 (16,11)	1.075,29 (270,83)	703,95 (122,70)

\* Entre paréntesis figura la desviación estándar. Las cifras corresponden a la media de los datos para las 17 Comunidades Autónomas. La Productividad se ha obtenido de la *Encuesta Industrial de Empresas* del INE. Las variables Empresa Grande (100 o más trabajadores), Convenio de Empresa y Temporalidad están expresadas en porcentajes de trabajadores.

diferencias entre las 978 pesetas de mínimo para madera y corcho y las 2.018 de máximo para los ocupados en industrias extractivas. Considerando las diferencias sectoriales/regionales de manera conjunta, los salarios medios oscilan entre las 672 pesetas/hora del sector madera y corcho en Canarias hasta las 3.312 para los ocupados madrileños en las industrias extractivas.

### 3.1. Ecuaciones de salarios en desviaciones

Los factores considerados como determinantes de las diferencias salariales son los propuestos habitualmente por la teoría del capital humano (educación, experiencia,

**Cuadro 1b.** Variables por Comunidades Autónomas

	<i>Empr. grande</i>	<i>Producti- vidad (M. Pts.)</i>	<i>Convenio empresa</i>	<i>Tempora- lidad</i>	<i>Tasa de paro masc.</i>	<i>Tasa paro total</i>	<i>Coste de la vida</i>	<i>Salario medio por hora</i>	<i>Efecto fijo</i>
Andalucía	33,08 (19,94)	4,32 (2,26)	34,57 (21,61)	26,11 (11,32)	29,23	33,96	97,14	1.493,31 (394,20)	879,77 (168,31)
Aragón	33,45 (16,06)	5,76 (3,61)	21,75 (21,09)	22,72 (9,28)	9,15	15,68	95,49	1.450,85 (368,41)	901,38 (154,31)
Asturias	12,47 (19,37)	4,66 (1,66)	24,03 (22,26)	22,74 (9,89)	14,94	18,39	99,04	1.314,83 (310,44)	813,86 (116,47)
Baleares	8,36 (11,52)	4,03 (2,78)	12,05 (19,38)	19,34 (7,85)	12,81	14,88	103,00	1.241,00 (341,27)	766,90 (107,38)
Canarias	10,86 (17,40)	4,15 (2,35)	23,59 (19,37)	32,37 (10,47)	19,56	23,72	97,73	1.187,75 (335,72)	767,70 (129,35)
Cantabria	18,27 (23,38)	5,62 (2,72)	19,07 (29,44)	21,08 (9,79)	17,58	23,34	98,37	1.320,82 (325,66)	843,01 (149,61)
Castilla- La Mancha	29,64 (14,31)	4,67 (2,99)	25,88 (21,58)	27,71 (9,40)	14,74	20,05	92,35	1.260,85 (401,68)	808,29 (146,52)
Castilla y León	36,13 (16,23)	4,91 (2,57)	37,36 (16,59)	17,67 (6,64)	13,43	20,08	95,77	1.447,77 (354,66)	859,33 (164,34)
Cataluña	54,88 (15,82)	5,81 (3,37)	30,66 (21,07)	16,13 (6,82)	15,53	19,94	106,41	1.863,23 (394,72)	1.025,84 (131,92)
Comunidad Valenciana	36,10 (15,48)	5,03 (3,05)	16,73 (17,36)	25,33 (4,84)	16,33	21,32	100,19	1.375,92 (319,47)	852,84 (140,25)
Extremadura	7,91 (11,88)	3,33 (2,68)	22,79 (35,05)	27,77 (9,48)	25,04	30,92	91,79	1.197,44 (580,45)	754,88 (214,24)
Galicia	27,90 (11,77)	5,21 (4,75)	27,18 (12,85)	23,76 (6,03)	14,65	18,02	97,01	1.297,92 (230,15)	780,32 (105,70)
Madrid	45,08 (16,48)	5,91 (4,23)	34,17 (22,69)	15,70 (4,70)	16,51	21,14	102,19	2.029,69 (544,96)	1.004,98 (137,62)
Murcia	9,94 (12,97)	3,92 (3,21)	8,53 (13,77)	35,16 (12,65)	17,54	22,21	95,96	1.093,62 (222,51)	730,19 (109,85)
Navarra	28,21 (20,50)	5,78 (2,83)	19,26 (17,96)	20,38 (5,79)	9,07	12,97	105,43	1.557,54 (252,18)	964,70 (129,98)
País Vasco	38,46 (18,79)	6,01 (3,69)	50,32 (16,12)	14,85 (5,04)	17,61	22,66	103,41	1.854,31 (355,40)	1.018,25 (118,68)
La Rioja	7,66 (11,68)	5,22 (4,71)	3,25 (7,67)	21,39 (6,27)	10,01	14,95	94,56	1.228,25 (209,30)	787,30 (81,41)

\* Entre paréntesis aparece la desviación estándar.

Las cifras de las variables tamaño empresa, productividad, convenio, temporalidad, salario por hora y efecto fijo corresponden a la media de los datos para los 13 sectores industriales.

La Productividad se ha obtenido de la *Encuesta Industrial de Empresas* del INE. Los datos de Coste de la Vida proceden de la Renta Familiar Bruta Disponible (según el poder de compra) elaborado por Alcaide y Alcaide (1999). Los datos de paro han sido obtenidos de la EPA del cuarto trimestre de 1995. Las variables Empresa Grande (100 o más trabajadores), Convenio de Empresa y Temporalidad están expresadas en porcentajes de trabajadores.

antigüedad, trabajo a tiempo parcial<sup>2</sup>, etc.). Debido a la falta de mayor información, la experiencia se calcula, de manera indirecta, como la diferencia entre la edad en el momento de la encuesta menos la edad de finalización de los estudios. La especificación de la antigüedad recoge la antigüedad de los temporales medida en meses, con el objeto de mostrar el rápido incremento de los salarios a medida que aumenta la permanencia en el puesto de trabajo.

Evidentemente, las variables utilizadas constituyen solamente aproximaciones a las dotaciones reales de capital humano, puesto que en una misma categoría conviven individuos con dotaciones muy distintas (piénsese, a modo de ejemplo, en la heterogeneidad del colectivo de universitarios). Otra limitación del enfoque del capital humano tiene que ver con la posibilidad de que existan diferencias entre los sectores/regiones en el rendimiento de las variables. En el apartado anterior de metodología ya se han comentado las razones que han conducido a una estimación conjunta de los coeficientes vinculados al capital humano. No obstante, dado que posteriormente se plantea la hipótesis de un sistema de determinación salarial dual en España, se han realizado estimaciones separadas, tras aplicar el test de Chow, distinguiendo entre sectores de alta y baja productividad<sup>3</sup>.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación de las ecuaciones de salarios (las medias y las desviaciones de estas variables, así como su definición, se recogen de manera detallada en el Cuadro 4a; la clasificación por sectores y regiones figura en el Cuadro 4b) que deben analizarse recordando que la muestra considera exclusivamente a los varones asalariados del sector privado industrial. La mayoría de las variables son significativas y los coeficientes estimados presentan el signo esperado, ajustándose en general a los resultados disponibles en la literatura<sup>4</sup>: los salarios aumentan con la educación, la experiencia (aunque el rendimiento de ésta crece a un ritmo decreciente) y la antigüedad, mientras que son inferiores para los contratados temporales y aquellos con trabajo a tiempo parcial.

Las primas salariales asociadas a los estudios universitarios son considerables, destacando valores superiores al 20%. Estos valores son muy similares a los obtenidos por la literatura (*vid.* Barceinas *et al.* [2000] para una revisión del rendimiento del capital humano en España) y no difieren de manera significativa por Comunidades Autónomas (Aláez y Ullibarri, 2001). No obstante, a diferencia de estos trabajos, el rendimiento de la educación media (bachiller o F.P.) no resulta significativo, debido muy probablemente a que el presente análisis se limita al sector industrial<sup>5</sup>. Así, tal resultado podría estar mostrando que en este sector productivo el pago se relaciona

<sup>2</sup> Los ocupados que trabajan sólo una parte del año, como son los fijos discontinuos, se contemplan como trabajadores a tiempo completo si su jornada semanal es superior a 2/3 de la del resto de trabajadores.

<sup>3</sup> Los individuos se han clasificado en dos grupos dependiendo de que la productividad del sector/región fuera superior o inferior a la media. El test de Chow justifica la necesidad de estimar por separado los coeficientes para sectores/regiones de productividad alta y baja.

<sup>4</sup> García *et al.* (1998) y Simón, H. (2001), entre otros, ofrecen estimaciones de estas ecuaciones.

<sup>5</sup> Si tomamos el conjunto de la muestra disponible en la EES que incluye tanto el sector industrial como el servicios, la educación secundaria genera un rendimiento positivo sobre las ganancias tanto de los hombres como de las mujeres (*vid.* Aláez y Ullibarri, 2001).



**Cuadro 2.** Estimación por MCO de las ecuaciones de salarios en desviaciones

	<i>Muestra total</i>	<i>Individuos en sectores de baja productividad</i>	<i>Individuos en sectores de alta productividad</i>
Experiencia	0,0209 (37,076)	0,0205 (27,044)	0,0224 (26,312)
Experiencia cuadrado	-0,0002 (-13,326)	-0,0002 (-9,5723)	-0,0002 (-10,387)
Bachiller	0,0017 (0,2619)	-0,0156 (-1,7150)	0,0242 (2,6264)
Formación Profesional	0,0118 (2,6892)	-0,0036 (-0,5681)	0,0285 (4,7672)
Universitarios	0,2385 (28,142)	0,2123 (16,538)	0,2625 (23,375)
Antigüedad temporales	0,2189 (58,945)	0,2196 (47,904)	0,2184 (34,536)
Temporal	-0,6599 (-83,79)	-0,6284 (-63,421)	-0,7184 (-55,116)
Jornada parcial	-0,0962 (-3,9165)	-0,0752 (-2,4816)	-0,1365 (-3,2695)
Directivos de empresas	0,7311 (60,487)	0,7454 (43,570)	0,7063 (41,383)
Profesionales de 2º y 3º ciclo universitario	0,5568 (39,778)	0,5329 (25,198)	0,5540 (29,471)
Prof. de 1º ciclo universitario	0,4305 (29,571)	0,4386 (18,265)	0,4093 (22,099)
Profesionales de apoyo	0,3901 (49,58)	0,4177 (38,039)	0,3540 (30,921)
Empleados administrativos	0,1853 (23,415)	0,1983 (18,690)	0,1653 (13,978)
Servicios y restaurantes, servicios de protección y seguridad, dependientes de comercio	0,1597 (7,9235)	0,1765 (6,8272)	0,1245 (3,9910)
Trabajadores cualificados de la construcción y extractivas	0,1784 (28,247)	0,1878 (23,055)	0,1605 (16,224)
Trabajadores cualificados artes gráficas	0,0721 (9,7704)	0,0889 (10,075)	0,0240 (1,7128)
Instaladores industria maquinaria, y conductores y operadores maquinaria	0,1531 (26,678)	0,1621 (22,144)	0,1359 (14,930)
Trabajadores no cualificados servicios	0,1121 (7,5404)	0,1160 (5,8438)	0,0996 (4,5130)
Tamaño muestral	69.266	40.344	28.922
R <sup>2</sup>	0,5230	0,5049	0,5520
R <sup>2</sup> ajustado	0,5229	0,5046	0,5518

\* La t-student figura entre paréntesis.

con el puesto de trabajo y, al mismo tiempo, hay muy pocas diferencias entre los puestos disponibles para aquellos con estudios primarios o inferiores y quienes han finalizado la enseñanza media.

Por otro lado, los asalariados varones del sector privado con contrato temporal perciben un salario inferior entre un 63% y un 72% al de sus homónimos fijos (aunque se compensa rápidamente por la fuerte prima que supone la antigüedad para los temporales). El resultado de la variable trabajo temporal, superior a otras estimaciones (véase, por ejemplo, Jimeno y Toharia, 1993) no resulta, sin embargo, sorprendente. La operación estadística EES (1995) tiene la particularidad de referirse al sector privado, en el que probablemente la penalización por el trabajo temporal es mayor. Además, la muestra que se utiliza corresponde al sector industrial, que podría mostrar también una mayor penalización de la temporalidad.

Aunque el test de Chow recomienda separar las estimaciones, las diferencias entre los coeficientes para los sectores/regiones de alta y baja productividad no son, como puede apreciarse en el Cuadro 2, elevadas. En todo caso, cabe destacar que el rendimiento de la experiencia y la educación es superior en los sectores/regiones de alta productividad, mientras que la prima por ocupación es ligeramente inferior en estos sectores.

### **3.2. Las diferencias salariales sectoriales/regionales**

De acuerdo con la metodología propuesta, la estimación de los coeficientes de las ecuaciones de salarios nos permite obtener lo que se ha denominado efecto fijo sectorial/regional, que muestra el nivel salarial una vez eliminadas las distintas dotaciones de capital humano de las regiones. El orden de sectores y regiones, de acuerdo con estos efectos fijos, se mantiene aunque con algún pequeño cambio (Cuadros 1a y 1b): textil, cuero y calzado (684 ptas. hora) pasa a ser el sector con salarios más bajos y, por lo que se refiere a las regiones, Madrid deja de ocupar el primer puesto en favor de Cataluña (1.026 ptas. hora). Es decir, los sectores y regiones que pierden posiciones se caracterizan por unas dotaciones de capital humano superiores a la media. En este mismo sentido, las desviaciones típicas de los efectos fijos son inferiores a las de los salarios y, por lo tanto, puede afirmarse que una parte sustancial de las diferencias salariales regionales y sectoriales se deben a las diferencias en tales características.

De acuerdo con lo anterior, las diferencias relativas entre la dispersión de los salarios y la correspondiente a los efectos fijos constituye una aproximación que permite estimar las diferencias en las dotaciones de capital humano. Así, el Cuadro 1a refleja que las mayores diferencias regionales en capital humano se producen en las industrias extractivas, química y maquinaria y equipo eléctrico, mientras que, a partir del Cuadro 1b, puede afirmarse que las mayores diferencias sectoriales en la dotación de capital humano se detectan en Madrid, Cataluña, País Vasco y Baleares. Como puede apreciarse, las diferencias en términos de efectos fijos, si bien inferiores a las diferencias en salarios, siguen siendo apreciables, lo que confirma la existencia de otros aspectos específicos del sector y la región que se deben tener en cuenta al explicar los salarios (Albert y Malo, 1995)<sup>6</sup>.

## **4. Teorías de la determinación salarial y diferencias sectoriales/regionales**

En el apartado anterior hemos observado cómo, a pesar de eliminar la influencia de la dotación de capital humano sobre los salarios, persisten las diferencias salariales sec-

<sup>6</sup> Albert y Malo (1995), con el objetivo de estimar el cálculo del valor de la vida estadística en España, estiman ecuaciones de salarios, utilizando como fuente la ECBC, para concluir que una vez eliminado el capital humano y ciertas características del puesto de trabajo (ocupación, sector económico, tipo de contrato, tamaño de empresa y naturaleza pública o privada) persisten apreciables diferencias salariales entre regiones.

toriales/regionales, recogidas por los denominados efectos fijos. Cuando se pretende explicar las razones de dichas diferencias, una de las teorías a que suele aludirse en la literatura es la de las diferencias compensadoras de salario (Rosen, 1986). De acuerdo con la misma, la variación de los salarios monetarios por regiones es el resultado de diferencias en el coste de la vida y en las condiciones no pecuniarias del trabajo. Por lo tanto, los salarios monetarios más elevados en ciertas regiones cumplen el objetivo básico de compensar a los trabajadores por padecer peores condiciones ambientales.

A pesar de estas previsiones teóricas, los trabajos que se han dedicado a contrastarlas parecen alcanzar conclusiones diversas. Para el caso español, tanto en lo que se refiere a las condiciones no pecuniarias del puesto de trabajo (*vid.* Lorences *et al.* [1995], que consideran la estabilidad en el empleo, promoción profesional, seguridad e higiene), como al efecto de factores ambientales que reflejan la atracción de las áreas (*vid.* Sanromá y Ramos [1999], que incluyen en su análisis elementos climáticos, culturales, servicios sanitarios y educativos, así como variables relativas al ocio) parece detectarse que los niveles de estas variables aumentan con los salarios, sin que las diferencias salariales interregionales ejerzan ningún papel compensador, más bien al contrario. Por otro lado, Daniel y Sofer (1998) confirman la vigencia de la teoría de las diferencias compensadoras cuando se considera el conjunto de la economía, pero detectan la relación contraria, si el análisis se limita a aquellas actividades con mayor grado de sindicación.

En cualquier caso, hay dos variables coherentes con la teoría de las diferencias compensadoras que se presentan significativas de forma recurrente (Sanromá y Ramos, 1999 y Blackaby y Murphy, 1991): el coste de la vida y los efectos de las deseconomías de aglomeración (mayores tiempos de desplazamiento, degradación medioambiental, etc., medidos habitualmente por la densidad de población). Por tanto, en coherencia con sus buenos resultados, el coste de la vida figurará de manera explícita. Por lo que se refiere a la densidad de población, su inclusión como variable explicativa carece de sentido cuando se definen regiones de gran tamaño, como las Comunidades Autónomas españolas. La falta de información sobre otro tipo de condiciones de los puestos de trabajo y/o ambientales impide contrastar su posible repercusión sobre los salarios.

Una vez que el efecto de las diferencias en la dotación de capital humano ha sido eliminado y asumiendo las limitaciones de la información en cuanto a condiciones no pecuniarias de los puestos de trabajo y ambientales, la literatura se ha servido de otra serie de variables, vinculadas a las teorías de la determinación salarial, para explicar la persistencia de primas salariales sectoriales/regionales. Entre aquellas más significativas figuran de manera habitual la productividad del trabajo, el grado de sindicación y el desempleo.

En Jimeno (1987) se presentan distintos enfoques (competitivo, marxista, salarios de eficiencia y teoría institucionalista) que coinciden en asociar salarios y productividad del trabajo en el mismo sentido, pero que no terminan por alcanzar la unanimidad en el establecimiento de una relación causal entre ambas variables. En todo caso, cabría esperar una evolución paralela de ambas, de forma que las diferencias salariales entre regiones y entre sectores dentro de una misma región se correspondan con dife-

rencias en la productividad del trabajo. En concreto, el citado autor, con referencia a la industria española en el periodo 1978-1982, trabajando con costes laborales (podría esperarse mayor dispersión intersectorial que para la variable salarios) y expresando sus variables en valores nominales, describe una fuerte correlación entre la variación de la productividad y la variación de los costes laborales por empleado (*vid.* Jiménez-Martín, 1998). En los sectores con mayor (menor) crecimiento de la productividad nominal fue donde más (menos) crecieron los costes laborales por empleado. Por su parte, Fernández y Montuenga (1997) reconocen un comportamiento dual entre los sectores industriales: mientras en los «menos dinámicos» las variaciones salariales se asocian a los cambios de la productividad, los sectores «dinámicos» se caracterizan por cierta disociación entre ambas variables. En todo caso, estos análisis se han concentrado fundamentalmente en vincular variaciones y no en relaciones de nivel. En este sentido, Hellerstein *et al.* (1999), a partir de datos referidos a establecimientos industriales en los Estados Unidos en 1989, elaboran una medida de productividad a nivel del establecimiento y llegan a la conclusión de que las diferencias salariales entre colectivos de trabajadores se corresponden con diferencias en la productividad, excepto en el caso de las mujeres, cuyo diferencial de salarios con los hombres es muy superior al diferencial de productividad entre ambos colectivos.

Evidentemente, la justificación teórica de la influencia del grado de sindicación se plantea siempre desde el supuesto de un funcionamiento no competitivo de los mercados, de forma que en aquellas regiones y sectores con mayor grado de sindicación los salarios monetarios ascenderán por encima de los que corresponden a situaciones competitivas (para una revisión de los efectos del poder sindical, puede consultarse Farber [1986], Fina *et al.*, [2001] y Forth y Millward [2002]). Los efectos del grado de sindicación se materializan en España a través del sistema y el ámbito de negociación colectiva. En este sentido, cabe suponer que los convenios nacionales establecen unos mínimos, especialmente en lo que se refiere a condiciones de trabajo, que serán mejorados cuando existan convenios provinciales y, especialmente, de empresa o centro. En términos genéricos, la negociación en España se caracteriza por los convenios sectoriales que regulan las condiciones de trabajo en un ámbito provincial (*vid.* Fina *et al.*, 2001).

Se ha llegado a sugerir que este sistema de relaciones laborales español constituye el origen de las diferencias salariales interregionales en nuestro país y su mantenimiento en el tiempo, puesto que los convenios provinciales cumplirían un papel de fuente de tales diferencias, así como de sustento de las barreras (limitaciones a la contratación y al despido) que impiden eliminar las diferencias no compensadoras en los salarios provinciales (Lorences *et al.*, 1995). Para Jimeno (1992), el sistema de negociación colectiva en España a principios de los noventa se caracterizaba por su descentralización, aunque ello no impidió, por la estrategia de los sindicatos mayoritarios, una baja dispersión de los aumentos salariales. En este mismo sentido, Jimeno y Bentolila (1998), refiriéndose a la situación española entre 1976 y 1994, insisten en que, debido al tipo de negociación colectiva, la variable con mayor influencia sobre los salarios sectoriales/regionales es el salario sectorial a nivel nacional.

El desempleo se incluye habitualmente como variable explicativa en los trabajos sobre las diferencias salariales sectoriales/regionales y que, a su vez, suelen emplear datos

longitudinales. A partir de estos trabajos las conclusiones parecen confirmar la existencia de una relación inversa entre los salarios y el desempleo<sup>7</sup>. Jimeno y Bentolila (1998) con una metodología similar y con datos agregados señalan, no obstante, que el sistema de negociación colectiva en España desvincula los salarios de la situación del mercado de trabajo regional. En otra línea, manejando datos de sección cruzada para un año, Blackaby y Murphy (1991) y Sanromá y Ramos (1999), encuentran una relación negativa entre desempleo y salarios. La relación empírica entre salarios y desempleo regional admite múltiples razonamientos teóricos que, en general, coinciden en señalar un mismo sentido para la relación: a mayor desempleo menores salarios. Bajo el supuesto competitivo, una mayor tasa de desempleo regional detecta la presencia de un proceso de ajuste caracterizado por un ritmo de aumento salarial menor.

Aceptando supuestos no competitivos, son varios los enfoques que justifican dicha relación entre desempleo y salarios regionales: los salarios de eficiencia (Akerlof y Yellen, 1986; Krueger y Summers, 1988) y las teorías de búsqueda (Mortensen, 1986). De acuerdo con los primeros, las empresas pueden estar dispuestas a pagar salarios superiores a los de mercado para evitar que los trabajadores abandonen la empresa y procurar, por tanto, minimizar los costes asociados a las nuevas contrataciones (selección de personal y formación, principalmente). Un desempleo más alto reduce estos costes, ya que el coste de oportunidad de abandonar la empresa para el trabajador es mayor y, por tanto, habrá que pagar salarios de eficiencia menores.

Con respecto a las teorías de búsqueda, basadas en la existencia de incertidumbre tanto sobre las oportunidades de empleo para los trabajadores, como sobre la disponibilidad de empleados, insisten en que la solución óptima es consistente con la existencia de un salario de reserva, puesto que sólo así el individuo renuncia a la búsqueda de información sobre otras oportunidades de trabajo. La determinación del nivel del salario de reserva depende de una serie de variables entre las que hay que considerar los elementos ambientales del mercado en el que se mueve dicho agente, de forma que los individuos que se enfrentan a un mercado con un nivel de desempleo más elevado y, por tanto, con una menor probabilidad de ofertas de trabajo, percibirán un salario de reserva menor.

Junto a las variables cuya inclusión se ha justificado (coste de la vida, productividad, ámbito de la negociación colectiva y desempleo regional), en la regresión planteada para los efectos fijos se considerará el tamaño de empresa que puede influir lógicamente sobre las diferencias salariales sectoriales/regionales puesto que el mayor tamaño empresarial se asocia de manera directa con una retribución más elevada (Mellow, 1982 y Oi, W. Y. y Idson, T. L., 1999).

<sup>7</sup> La curva salarial de Blanchflower y Oswald (1994), estimada por diversos autores para un gran número de países (Dyrstad y Johansen, 2000, Bell *et al.*, 2002 y Montuenga *et al.*, 2003, entre otros), muestra una relación inversa entre los salarios y las tasas de desempleo regional. Así, los incrementos o recortes de la tasa de desempleo regional provocan disminuciones o aumentos, respectivamente, en los salarios. A partir de este tipo de estimaciones suele aceptarse una elasticidad de los salarios con respecto al desempleo próxima a  $-0,1$  lo que indica que, por ejemplo, ante un incremento del desempleo del 100% los salarios se reducirán un 10%. Esta curva representa una relación a lo largo del tiempo (contrastada con datos de panel o con series temporales) que sirve para medir el grado de ajuste de los salarios.

Los datos de productividad hacen referencia a la productividad aparente del trabajo y han sido obtenidos de la Encuesta Industrial de Empresas del INE de 1995. El dato del paro corresponde al 4º trimestre del año 1995 y se define de dos formas distintas: tasa de desempleo total y tasa de desempleo masculina, dado que la muestra sólo considera a los varones. Otra opción consistiría en definirlo como paro industrial. No obstante, con los datos de la EPA para el cuarto trimestre del año 95, el 42% de los parados no habían sido asignados a ningún sector, por lo que esta opción ha sido rechazada<sup>8</sup>.

La variable Coste de la Vida se corresponde con el Índice de precios relativos para el año 1995. Este índice se obtiene dividiendo la Renta Familiar Bruta Disponible entre la Renta Familiar Bruta Disponible, corregida por el poder de compra. En el artículo de Alcaide y Alcaide (1999) se dispone de la información necesaria para su cálculo.

## **5. Diferencias sectoriales/regionales en España: un sistema de determinación salarial dual**

De acuerdo con el contenido del apartado anterior, se han eliminado las consideraciones meramente ambientales en el análisis de los efectos fijos, para centrarse en cinco aspectos: coste de la vida, productividad del trabajo, desempleo, tipo de convenio y tamaño de empresa.

Los resultados de la regresión para estos efectos fijos sectoriales/regionales se presentan en las columnas impares del Cuadro 3. Las numeradas como (1) y (2) muestran los coeficientes obtenidos cuando para la variable tasa de desempleo se utilizan los datos referidos al total regional y a los varones, respectivamente. Planteando la misma regresión, pero con los salarios medios sectoriales/regionales como variable a explicar, esto es, sin eliminar el capital humano, se han obtenido las columnas pares, (1)' y (2)'. Comparando ambos casos, es decir, los resultados de la regresión con capital humano o una vez depurado su efecto, puede concluirse que, de no considerar las diferencias en las dotaciones de capital humano, hay una tendencia a sobrestimar los coeficientes de las variables. Ello no hace sino reflejar el hecho de que la presencia relativa de los individuos mejor dotados de capital humano es mayor en las empresas más grandes, así como en los sectores/regiones más productivos y con mayor importancia del convenio de empresa.

Las variables utilizadas son significativas y con el signo esperado, a excepción del desempleo que, independientemente de su definición como tasa de paro total o tasa de paro masculino, sólo resulta significativo en una de las ocho regresiones. En los estudios de sección cruzada, el efecto del desempleo regional sobre los salarios no resulta evidente. Algunos autores observan una incidencia negativa y significativa del paro regional (Sanromá y Ramos, 1999<sup>9</sup> y Blackaby y Murphy, 1991). Por otro lado,

<sup>8</sup> En cualquier caso, la estimación con los datos de paro industrial se ha llevado a cabo y los resultados obtenidos no difieren en lo básico de los que figuran en el texto.

<sup>9</sup> Estos autores utilizan el paro industrial. Pero tampoco esta variable resulta significativa con los datos de la EES.

**Cuadro 3.** Estimación por MCO de las ecuaciones de salarios por sector y región

	<i>Total de sectores/regiones</i>				<i>Sector/región de alta productividad</i>		<i>Sector/región de baja productividad</i>	
	(1)	(1)'	(2)	(2)'	(3)	(3)'	(4)	(4)'
Tamaño empresa	0,2582 (4,7336)	0,4246 (4,2269)	0,2604 (4,6694)	0,4367 (4,4102)	0,2551 (4,4860)	0,4501 (3,8139)	0,0907 (1,2825)	0,1535 (1,3362)
Productividad	0,1284 (5,6923)	0,1734 (4,7569)	0,1332 (6,0585)	0,1811 (5,0291)	0,0979 (4,4303)	0,1213 (3,5106)	0,4352 (6,5776)	0,5913 (6,7712)
Convenio empr.	0,2157 (3,5404)	0,3652 (3,0570)	0,1925 (2,9782)	0,3250 (2,6674)	0,1134 (1,9377)	0,1640 (1,5918)	0,2147 (2,6712)	0,3682 (2,6031)
Paro masculino	—	—	0,1862 (1,3867)	0,0569 (0,2757)	0,0683 (0,3178)	0,4186 (1,1080)	0,1545 (1,1800)	-0,0822 (-0,4691)
Paro total	-0,2271 (-1,4158)	-0,5050 (-2,3500)	—	—	—	—	—	—
Coste de la vida	0,3198 (1,8662)	0,4496 (1,5497)	0,3218 (1,8257)	0,4823 (1,5115)	0,9216 (4,0125)	1,5473 (4,7718)	0,1683 (1,2932)	0,2176 (0,9853)
Constante	6,2555 (35,339)	6,3792 (21,459)	6,1507 (36,304)	6,2335 (20,359)	5,6773 (25,820)	5,2992 (17,065)	6,1106 (48,369)	6,2602 (29,322)
R <sup>2</sup>	0,6726	0,6819	0,6733	0,6819	0,6714	0,6325	0,5974	0,6225
R <sup>2</sup> ajustado	0,6645	0,6740	0,6652	0,6740	0,6457	0,6038	0,5822	0,6083
Observaciones	209	209	209	209	70	70	139	139

\* La t-student figura entre paréntesis

Las columnas impares muestran los coeficientes obtenidos cuando se incluyen los efectos fijos como variable a explicar, mientras que las columnas sin sombreado se refieren a los resultados utilizando los salarios medios por hora.

Andrés y García (1991) afirman que las circunstancias de mercado no parecen justificar las diferencias salariales<sup>10</sup>.

Los salarios medios sectoriales/regionales aumentan conforme mayor es el peso de las grandes empresas y al incrementarse el porcentaje de trabajadores con convenio de empresa. Ello refleja el sistema de negociación colectiva español, en el que dominan los acuerdos sectoriales provinciales, mientras que los acuerdos específicos de empresa o centro de trabajo sirven fundamentalmente para mejorar las condiciones laborales básicas pactadas en los convenios de ámbito territorial (*vid.* Fina *et al.*, 2001).

Queda, por último, observar en qué medida los salarios se ajustan a variables ambientales, como el coste de la vida, o a variables internas del sector/región, el caso de la productividad aparente del trabajo. A partir de las columnas (1) y (2) del Cuadro 3 puede afirmarse que el coste de la vida regional ejerce una influencia significativa para el conjunto de la muestra de sectores/regiones, aunque el valor de su coeficiente es inferior al obtenido en otros trabajos (Sanromá y Ramos, 1999). De forma similar,

<sup>10</sup> Este resultado confirma el obtenido por Jimeno y Bentolila (1998) que, para el caso español, detectan una falta de sensibilidad de los salarios regionales, especialmente los nominales, ante los niveles de desempleo. Hay que tener en cuenta, no obstante, que estos autores trabajan con datos longitudinales, por lo que los resultados no son del todo comparables.

la productividad sectorial/regional, también para las 209 observaciones, se presenta significativa y con el signo esperado.

Dado que ese comportamiento agregado podría estar ocultando diferencias sustanciales entre sectores/regiones, se ha optado por contrastar la afirmación de Fernández y Montuenga (1997) de existencia de un comportamiento dual de los salarios, de forma que los ritmos de crecimiento de la retribución de los trabajadores industriales son diferentes según se trate de sectores «dinámicos» o «retardatarios». Las columnas (3) y (4) del Cuadro 3 presentan los resultados obtenidos para aquellos efectos fijos de los sectores/regiones de mayor (70 observaciones) y menor (139 observaciones) productividad<sup>11</sup>, respectivamente. Como puede apreciarse, los datos globales nos estaban ocultando un comportamiento dual evidente. Para los ocupados en los sectores de mayor productividad, la variable coste de la vida es significativa y su coeficiente próximo a la unidad, lo que muestra que los trabajadores no padecen ilusión monetaria y procuran mantener su poder adquisitivo. No obstante, la correspondencia entre coste de la vida y salarios no figura, a tenor de los resultados mostrados en la columna (4), al alcance de los ocupados en los sectores/regiones con menor productividad, puesto que para ellos el poder adquisitivo de sus salarios no es significativo y, sin embargo, la productividad muestra un coeficiente elevado.

#### Cuadro 4a. Descripción de las variables incluidas en las ecuaciones de salarios

Variable dependiente = logaritmo del salario por hora	
Experiencia = edad actual menos edad de finalización de los estudios	14,797 (10,897)
Bachiller = 1 si se ha estudiado bachiller, cero en otro caso	0,0697 (0,2546)
F.P. = 1 si se ha estudiado formación profesional, cero en otro caso	0,1398 (0,3468)
Universidad = 1 si se ha estudiado una diplomatura o licenciatura, cero en otro caso	0,1398 (0,3468)
Antigüedad de los temporales = número de meses en la empresa para los temporales	0,2430 (0,7299)
Contrato temporal = 1 si el contrato es de duración determinada, cero en otro caso	0,2072 (0,4053)
Contrato a tiempo parcial = 1 si la jornada es a tiempo parcial, cero en otro caso	0,0088 (0,0933)
Ocup1 = directivos de empresas	0,0403 (0,1967)
Ocup2 = profesionales de 2º y 3º ciclo universitario	0,0247 (0,1553)
Ocup3 = prof. de 1er ciclo universitario	0,0170 (0,1291)
Ocup4 = profesionales de apoyo	0,0941 (0,2920)
Ocup5 = empleados administrativos	0,0652 (0,2469)
Ocup6 = servicios y restaurantes, servicios de protección y seguridad y dependientes de comercio	0,0078 (0,0883)
Ocup7 = trabajadores cualificados de la construcción y extractivas	0,1979 (0,3984)
Ocup8 = trabajadores cualificados artes gráficas	0,0753 (0,2639)
Ocup9 = instaladores industria maquinaria, y conductores y operadores maquinaria	0,3698 (0,4827)
Ocup10 = trabajadores no cualificados servicios	0,0115 (0,1066)
Ocup11 = peones agrarios pesca, manufacturas y transporte	0,0963 (0,2950)

\* La desviación estándar figura entre paréntesis.

El individuo de referencia tiene estudios primarios, un contrato a tiempo completo e indefinido y trabaja en una empresa pequeña o mediana, donde el ámbito de negociación es el nacional o provincial.

<sup>11</sup> Los sectores/regiones de mayor productividad son aquellos cuya productividad aparente del trabajo es superior a la media de los 209 sectores/regiones considerados, mientras que el resto quedan agrupados como aquellos de menor productividad.



**Cuadro 4b.** Participación de las actividades y regiones en la muestra

Act1 = industrias extractivas	0,0672 (0,2504)
Act2 = alimentación, bebidas y tabaco	0,1171 (0,3215)
Act3 = textil, cuero y calzado	0,0669 (0,2498)
Act4 = madera y corcho	0,0561 (0,2192)
Act5 = papel y artes gráficas	0,0715 (0,2577)
Act6 = química	0,0790 (0,2698)
Act7 = caucho y plásticos	0,0511 (0,2205)
Act8 = producción de minerales no metálicos	0,1017 (0,3022)
Act9 = metalurgia y producción metálica	0,1078 (0,3102)
Act10 = maquinaria y equipo mecánico	0,0727 (0,2597)
Act11 = maquinaria y equipo eléctrico, electrónico y óptico	0,0646 (0,2458)
Act12 = material de transporte	0,0830 (0,2759)
Act13 = otras industrias manufactureras	0,0666 (0,2494)
Reg1 = Andalucía	0,0891 (0,2849)
Reg2 = Aragón	0,0583 (0,2343)
Reg3 = Asturias	0,0293 (0,1686)
Reg4 = Baleares	0,0185 (0,1346)
Reg5 = Canarias	0,0299 (0,1703)
Reg6 = Cantabria	0,0214 (0,1448)
Reg7 = Castilla-La Mancha	0,0498 (0,2175)
Reg8 = Castilla León	0,0719 (0,2583)
Reg9 = Cataluña	0,1592 (0,3659)
Reg10 = Com. Valenciana	0,1004 (0,3006)
Reg11 = Extremadura	0,0149 (0,1211)
Reg12 = Galicia	0,0637 (0,2443)
Reg13 = Madrid	0,0972 (0,2963)
Reg14 = Murcia	0,0413 (0,1991)
Reg15 = Navarra	0,0417 (0,1999)
Reg16 = País Vasco	0,0880 (0,2833)
Reg17 = La Rioja	0,0252 (0,1568)

\* La desviación estándar figura entre paréntesis.

Los resultados anteriores confirman un sistema de determinación salarial dual, que permite a los trabajadores vincular los niveles de retribución al coste de la vida en los sectores/regiones con mayor productividad. Sin embargo, los salarios de los ocupados encuentran su límite en la productividad del trabajo si esta es reducida. Podría afirmarse, por tanto, que las empresas aceptan el coste de la vida como referencia salarial siempre y cuando la productividad del trabajo lo permita para, en otro caso, hacer que los niveles salariales se vinculen a la productividad.

Esta situación encuentra su sustento institucional en el convenio de empresa. Así, se han estimado regresiones combinando variables ambientales (desempleo y coste de la vida) con variables internas del sector/región (tipo de convenio, tamaño empresarial y productividad), para tratar de alcanzar conclusiones sobre el efecto conjunto de ambos tipos de variables. Los resultados dan a entender que a mayor importancia del convenio de empresa, el coste de la vida ejerce una mayor influencia sobre el salario, mientras que la productividad aparente del trabajo pierde capacidad explicativa. En otras palabras, los convenios sectoriales nacionales y provinciales, que fijan las

condiciones laborales básicas, ajustan los salarios a la productividad del trabajo. No obstante, en aquellos sectores/regiones con mayor productividad, los asalariados consiguen vincular el salario con el coste de la vida y el convenio de empresa constituye la solución institucional para mejorar las condiciones básicas. De esta forma puede explicarse por qué el convenio de empresa y la relación entre salarios y coste de la vida es mayor para los sectores/regiones que disfrutaban de las productividades más elevadas. El hecho de que las derivas salariales, en las regiones con mayores salarios, sean más altas para los convenios provinciales y nacionales que para los convenios de empresa (Aláez y Ullibarri, 2001) es perfectamente coherente con los resultados descritos, puesto que en aquellos sectores/regiones con productividades altas (y además mayor coste de la vida) cuyo ámbito de negociación colectiva sean los convenios provinciales o nacionales, la deriva salarial cumpliría la misión de vincular los salarios efectivamente percibidos con el coste de la vida.

Los resultados obtenidos refinan los disponibles que sustentaban la idea de que el sistema de negociación colectiva ha condicionado la influencia que tanto el desempleo como la productividad ejercen sobre los salarios. En este sentido, ninguna de las previsiones teóricas, mencionadas en el apartado anterior, sobre la relación entre desempleo y salarios, parece resistir el sistema de negociación colectiva español, determinante claro de la escasa sensibilidad de las retribuciones del factor trabajo ante variaciones en el paro (Jimeno, 1992 y Jimeno y Bentolila, 1998, hablan incluso de histéresis en la formación de salarios).

**Cuadro 5.** Clasificación sectorial utilizada (grupos NACE)

Industrias extractivas	10 a 14
Alimentación, bebidas y tabaco	15 y 16
Textil, cuero y calzado	17 a 19
Madera y corcho	20
Papel y artes gráficas	21 y 22
Química	24
Caucho y plásticos	25
Producción de minerales no metálicos	26
Metalurgia y producción metálica	27 y 28
Maquinaria y equipo mecánico	29
Maquinaria y equipo eléctrico, electrónico y óptico	30 a 33
Material de transporte	34 y 35
Otras industrias manufactureras	36

## 6. Conclusiones

El presente trabajo ha sido posible gracias a los datos suministrados por la *Encuesta de Estructura Salarial* elaborada por el INE. La información sobre las características individuales y los salarios por hora de 69.000 asalariados varones del sector privado industrial ha permitido estimar las diferencias salariales sectoriales/regionales tras depurar el efecto de la dotación de capital humano.

El método utilizado ha consistido en estimar ecuaciones de salarios para obtener los efectos fijos sectoriales/regionales y, posteriormente, someter esta medida de las diferencias salariales sin capital humano a una regresión en la que se han incluido, a modo de variables explicativas, tanto aquellas de naturaleza «ambiental» (coste de la vida y desempleo regional), como las «internas» del sector/región (productividad aparente del trabajo, tamaño empresarial y convenio de empresa).

Los resultados permiten describir un sistema de determinación salarial dual en España. De forma que aquellos sectores/regiones con mayor productividad vinculan los salarios al coste de la vida, mientras que los sectores/regiones con menor productividad encuentran en esta variable su tope salarial. El sistema de negociación colectiva actúa a modo de cobertura institucional de esta situación, puesto que el convenio de empresa y la deriva salarial en los convenios de ámbito superior permite que los salarios de aquellos sectores/regiones con mayor productividad se acomoden al coste de la vida. Además, el sistema de negociación colectiva ha cumplido otra misión básica, ya señalada en trabajos anteriores: aislar la determinación salarial del desempleo. En definitiva, los resultados insisten en la importancia del sistema de negociación colectiva español para justificar las diferencias salariales entre sectores y regiones, de forma que el ámbito de fijación de salarios está condicionando la relación entre la cuantía de las retribuciones y el resto de variables que la teoría había considerado determinantes.

## Bibliografía

- Abellán, C.; Felgueroso, F. y Lorences, J. (1997): «La negociación colectiva en España: una reforma pendiente». *Papeles de Economía Española*, 72:250-260.
- Akerlof, A. y Yellen, J.L. (1986): *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Aláez, R. y Ullíbarri, M. (2001): «Discriminación salarial por sexo: un análisis del sector privado y sus diferencias regionales en España». *ICE, Revista de Economía*, 789:117-138.
- Albert, C. y Malo, M.A. (1995): «Diferencias salariales y valoración de la vida humana en España». *Moneda y Crédito*, 201:87-125.
- Alcaide Inchausti, J. y Alcaide Guindo, P. (1999): «Comportamiento de las Autonomías Españolas en 1998». *Cuadernos de Información Económica*, n.º 147.
- Baltagi, B.H. (1999): *Econometrics*, Second Edition, Springer, Berlín.
- Barceñas, F.; Oliver, J.; Raymond, J.L. y Roig, J.L. (2000): «Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España». *Papeles de Economía Española*, 86:128-148.
- Blackaby, D.H. y Murphy, P.D. (1991): «Industry Characteristics and Inter-Regional Wage Differences». *Scottish Journal of Political Economy*, 38 (2):142-161.
- Blanchflower D.G. y Oswald, A.J. (1994): «An Introduction to the Wage Curve». *Journal of Economic Perspectives*, 9 (3):153-167.
- Bell B.; Nickell, S. y Quintini, G. (2002): «Wage Equations, Wage Curves and All That». *Labour Economics*, 9:341-360.
- Daniel, C. y Sofer, C. (1998): «Bargaining, Compensating Wage Differentials, and Dualism of the Labor Market: Theory and Evidence for France». *Journal of Labor Economics*, 16 (3):546-575.
- Dyrstad, J. M. y Johansen, K. (2000): «Regional Wage Responses to Unemployment and Profitability: Empirical Evidence from Norwegian Manufacturing Industries». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62 (1): 101-117.
- Farber, H.S. (1986): «El análisis de la conducta sindical». En O. Ashenfelter, y R. Layard (Comp.). *Manual de Economía del Trabajo*, cap. 18, 1341-1406. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Madrid, 1991.

- Fernández, M. y Montuenga, V. (1997): «Salario y productividad sectorial: ¿existe evidencia de un comportamiento dual?». *Cuadernos Económicos de ICE*, 63:79-103.
- Fina, Ll.; González de Lena, F. y Pérez, J.I., (2001): *Negociación colectiva y salarios en España*. Consejo Económico y Social (Colección Estudios).
- Forth, J. y Millward, N. (2002): «Union Effects on Pay Levels in Britain». *Labour Economics*, 9:547-561.
- García, J.; Hernández, P.J. y López, A. (1998): *Un análisis empírico de las diferencias salariales por actividades económicas, por sexo entre sector público y privado*. Documento de Trabajo de FIES n.º 146.
- Hellerstein, J. K.; Neumark, D. y Troske, K. R. (1999): «Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations». *Journal of Labor Economics*, 17 (31):409-446.
- Instituto Nacional de Estadística (1997): *Encuesta de Estructura Salarial 1995*.
- Jiménez-Martín, S. (1998): «Indexation and Wage Change Settlement: Evidence from Spanish Manufacturing Firms». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60 (4):449-483.
- Jimeno, J.F. (1987): «La flexibilidad de los costes laborales nominales en la industria española (1978-1982)». *Investigaciones Económicas*, XI (3).
- Jimeno, J.F. (1992): «Las implicaciones macroeconómicas de la negociación colectiva». *Moneda y Crédito*, 195:223-281.
- Jimeno, J.F. y Bentolila, S. (1998): «Regional Unemployment Persistence (Spain, 1976-1994)». *Labour Economics*, 5:25-51.
- Jimeno, J.F. y Toharia, L. (1993): «The Effects of Fixed-Term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain». *Investigaciones Económicas*, 17 (3):475-494.
- Krueger, A.B. y Summers, L.H. (1988): «Efficiency Wages and the Interindustry Wage Structure». *Econometrica*, 56 (2):259-293.
- Lorences, J.; Fernández, V. y Rodríguez, C. (1995): «Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España». *Investigaciones Económicas*, XIX:309-324.
- Mellow, W. (1982): «Employer Size and Wages». *Review of Economics and Statistics*.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research. New York.
- Mortensen, (1986): «Búsqueda de empleo y análisis del mercado laboral». En O. Ashenfelter, y R. Layard (Comp.): *Manual de Economía del Trabajo*, vol. 1, cap.15, pp. 1111-1198, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid 1991.
- Montuenga, V.; García, I. y Fernández, M. (2003): «Wage Flexibility: evidence from Five EU Countries Based on the Wage Curve». *Economics Letters*, 78:169-174.
- Oi, W.Y. y Idson, T.L., (1999): «Firm Size and Wages». En O. Ashenfelter, y D. Card (Comp.). *Handbook of Labor Economics*, vol 3b, cap. 33, Elsevier.
- Pérez, S. e Hidalgo, A. (2000): *Los salarios en España*. Fundación Argentaria-Visor. Madrid.
- Rosen, S. (1986): «La teoría de las diferencias igualadoras». En O. Ashenfelter, y R. Layard (Comp.). *Manual de Economía del Trabajo*, 1 (12):813-880, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Madrid, 1991.
- Sanromá, E. y Ramos, R. (1999): «Interregional wage differences in Spain. A microdata analysis for 1990». *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 19:35-54.
- Serrano, L. (1999): *Salarios regionales y dotaciones de capital humano*. Documento de Trabajo, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Valencia.
- Simón, H.J. (2001): «Negociación colectiva y estructura salarial en España». *Hacienda pública Española*, 157 (2):325-346.