

Melchor Fernández*
Alberto Meixide**
Hipólito Simón***

EL EMPLEO DE BAJOS SALARIOS EN ESPAÑA

En el trabajo se analizan las características del empleo de bajos salarios en España. La evidencia revela que se trata de un fenómeno que si bien afecta a los mismos colectivos que en otros países de nuestro entorno, está comparativamente mucho más extendido en nuestro mercado laboral. El riesgo de estar mal remunerado es especialmente elevado para los trabajadores de las ramas de actividad y regiones en los que los convenios colectivos de sector establecen suelos salariales comparativamente menores, un resultado que sugiere que el patrón de incidencia del empleo de bajos salarios resulta muy influido por la negociación colectiva.

Palabras clave: empleo de bajos salarios, estructura salarial, negociación colectiva.

Clasificación JEL: J31, J50.

1. Introducción

El análisis de la estructura salarial es una cuestión que ha recibido una atención preferente por parte de la literatura económica en las últimas décadas. Este interés resulta justificado en la medida en que la desigualdad salarial incide en la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo e influye en cuestiones relacio-

nadas con la equidad social, tales como la incidencia de la pobreza o la estratificación social. Con respecto al funcionamiento del mercado de trabajo, la presencia de diferenciales salariales lo suficientemente amplios y de carácter competitivo permiten que los salarios desempeñen adecuadamente el papel de señales para la asignación eficiente del factor trabajo. El buen comportamiento en términos de empleo del mercado de trabajo estadounidense, caracterizado por una elevada desigualdad salarial relativa, parece confirmar esta hipótesis. En cuanto al segundo punto, diversos estudios (véanse Burniaux *et al.*, 1998, y Smeeding, 1997 y, para el caso español, Ayala y Sastre, 2005) confirman que la desigualdad salarial es un determinante fundamental de las diferencias de renta. En los últimos años el interés por analizar la estructura salarial ha resultado alentado por el incremento que las desigualdades salariales han

* Universidad de Santiago de Compostela e IDEGA.

** Universidad de Santiago de Compostela.

*** Universidad de Alicante e Instituto de Economía Internacional.

Este trabajo se ha beneficiado de la financiación procedente del Proyecto de investigación científica y desarrollo tecnológico GV00-081-8 de la Generalitat Valenciana. Agradecemos los comentarios y sugerencias de los participantes en el V Encuentro de Economía Aplicada y en el XXVII Simposio de Análisis Económico. Versión de julio de 2005.

experimentado en un buen número de países desarrollados (Katz y Autor, 1999).

Un aspecto de la estructura salarial que ha centrado la atención de la literatura es el empleo de bajos salarios, es decir, el conformado por los trabajadores ubicados en la cola izquierda de la distribución salarial¹. En la práctica se da una fuerte asociación entre la incidencia del empleo de bajos salarios y la desigualdad salarial de cada país (Blau y Kahn, 1996 y Keese *et al.*, 1998), de modo que su análisis comparte los motivos fundamentales de interés del estudio de la estructura salarial. En relación con la equidad social, el empleo de bajos salarios tiene un efecto reseñable tanto en el plano macro como microeconómico. La extensión de la pobreza es claramente mayor en aquellos países donde mayor es la presencia relativa de este fenómeno (Marx y Verbist, 1998 y OCDE, 1997), a lo que se une que la percepción individual de bajos salarios tiene un efecto muy significativo sobre la situación de pobreza de los hogares de los perceptores (Eurostat, 2000). Respecto a la eficiencia del mercado de trabajo, la incidencia relativa del empleo de bajos salarios puede afectar al empleo agregado en la medida en que implica la presencia de oportunidades de empleo para los trabajadores de baja productividad, un colectivo cuya situación relativa en los mercados de trabajo de los países desarrollados ha empeorado notablemente en el pasado reciente (OCDE, 1996, 1997).

El principal objetivo de este artículo es caracterizar el empleo de bajos salarios en España, así como analizar los factores económicos e institucionales que influyen en su patrón de incidencia en el mercado de trabajo español. Diversas circunstancias determinan que el interés del análisis de este tipo de empleo se acentúe muy especialmente en el caso de nuestro país. La primera es que España presenta una estruc-

tura salarial con un elevado grado de dispersión que contrasta con los países de nuestro entorno (Eurostat, 2003 y Bertola *et al.*, 2001), por lo que es plausible que la incidencia del empleo de bajos salarios sea elevada en términos comparativos. La segunda es que, al igual que en otros países desarrollados, la percepción individual de salarios bajos está en la práctica asociada de una forma significativa a la situación de pobreza de los hogares españoles (Fernández *et al.*, 2004). Por último, la percepción de bajos salarios en el mercado de trabajo español presenta una fuerte persistencia en el tiempo (Álvarez, 2004), de modo que, de forma similar a lo que ocurre en otros países desarrollados (Stewart y Swaffield, 1999, y OCDE, 1997), no se trata de un fenómeno transitorio. En suma, una adecuada caracterización del colectivo de perceptores de bajos salarios y de los factores institucionales que influyen en su incidencia puede ofrecer valiosa información a la hora de desarrollar potenciales medidas de política económica². Un interés añadido del análisis empírico desarrollado en el artículo es que permite contrastar la posible influencia que la negociación colectiva ejerce en el patrón de este tipo de empleo a través del uso de microdatos sobre tarifas sectoriales. Según destaca la literatura, la negociación colectiva tiene la capacidad de influir en las características de la estructura salarial y, por extensión, en el empleo de bajos salarios, a través del establecimiento de suelos salariales (Blau y Kahn, 1999, y Nickell y Layard, 1999). Ello resulta especialmente plausible en el caso de España, pues las tarifas salariales pactadas en los convenios colectivos de ámbito sectorial son fuertemente vinculantes en la determinación de los salarios y ejercen una notable influencia en la

¹ Algunas referencias destacables sobre esta cuestión son ASPLUND *et al.* (1998), BAZEN *et al.* (1998) y OCDE (1996).

² Hasta donde alcanza nuestro conocimiento, éste es el primer estudio aplicado a la economía española que aborda el análisis del empleo de bajos salarios. DOLADO y FELGUEROSO (1997) analizan el efecto y la incidencia del salario mínimo, una cuestión que, aunque presenta una cierta relación con el empleo de bajos salarios, no coincide plenamente con este fenómeno.

configuración de la estructura salarial (Lorences y Felgueroso, 1994, y Simón, 2001a).

En síntesis, el análisis empírico realizado muestra que la extensión del empleo de bajos salarios es comparativamente muy elevada en el mercado de trabajo español aunque el perfil del trabajador que percibe bajos salarios es muy similar al de otros países. En particular, son las mujeres, los jóvenes y los trabajadores con baja cualificación quienes resultan afectados en mayor medida por este fenómeno. La incidencia del empleo de bajos salarios muestra, a su vez, una notable variabilidad entre regiones y ramas de actividad. El hecho de que las regiones y ramas de actividad donde más se da este tipo de empleo sean precisamente aquéllos donde las tarifas salariales pactadas en la negociación colectiva del sector son comparativamente más bajas apunta a que esta institución influye de una forma muy destacable en el patrón del empleo de bajos salarios en el mercado de trabajo español.

La estructura del trabajo es la que se describe a continuación. Tras esta introducción, en el segundo apartado se aborda la caracterización del empleo de bajos salarios en el mercado de trabajo español. La sección comienza con una breve descripción de la fuente de datos microeconómicos y con ciertas consideraciones metodológicas de relevancia para el análisis empírico. A continuación se presenta evidencia internacional sobre la incidencia del empleo de bajos salarios, con el fin de situar el caso español en una perspectiva comparada. El apartado concluye estudiando mediante la estimación econométrica de un modelo de elección discreta qué características de los trabajadores españoles determinan su probabilidad de pertenencia al segmento mal remunerado del mercado laboral. En el apartado tercero se contrasta si la negociación colectiva ejerce una influencia significativa en el patrón de incidencia del empleo de bajos salarios a través de las tarifas salariales negociadas en los convenios de ámbito sectorial. Finalmente, en el apartado de conclusiones se comenta la evidencia más destacada.

2. Factores determinantes del empleo de bajos salarios en España

Datos y consideraciones metodológicas

Los datos microeconómicos empleados en el análisis empírico proceden de la *Encuesta de Estructura Salarial 1995* (desde ahora EES 1995), elaborada por el INE. El diseño de la EES 1995 corresponde a un amplio muestreo de trabajadores a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social. La encuesta contiene una abundante información microeconómica tanto de los establecimientos que conforman la muestra como de sus trabajadores. Debido a la voluntad de preservar el secreto estadístico, el INE elimina aquellos establecimientos correspondientes a celdas con pocas observaciones en las muestras de la *Encuesta de Estructura Salarial* que facilita a los investigadores, lo que unido a la eliminación de aquellos trabajadores afectados por incapacidad laboral transitoria o con una baja por maternidad durante el mes de octubre, además de a aquellos cuyo salario por hora era inferior a 150 pesetas o superior a 50.000, determina un tamaño muestral final de 157.345 observaciones. Los estadísticos descriptivos de la muestra se pueden consultar en el Cuadro A.1 del Anexo. El concepto salarial es el salario bruto por hora de trabajo, y en su cálculo no se han incluido pagos extraordinarios ni pluses asociados a características concretas de los puestos de trabajo, con el fin de trabajar con diferencias en los salarios por hora percibidos en circunstancias normales.

La EES 1995 abarca a los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores en todo el territorio nacional en un amplio abanico de sectores productivos (en concreto, la industria, la construcción, el comercio, la hostelería, los transportes y comunicaciones, la intermediación financiera, las actividades inmobiliarias y de alquiler y los servicios empresariales). Se trata, por consiguiente, de una encuesta básicamente del sector privado que ofrece una cobertura incompleta del sector servicios y que, ade-

más, excluye las actividades agrarias y las empresas de menos de diez trabajadores, dos espacios en los que por lo general tienden a concentrarse una buena parte de los perceptores de salarios bajos en los países desarrollados (Salverda *et al.*, 2001). Consideramos que estas carencias se relativizan, sin embargo, cuando se valora la ventaja que supone trabajar con una muestra muy amplia y en la que se recoge una abundante información sobre las características de los individuos, de los puestos de trabajo y de los establecimientos en los que prestan sus servicios. Por otra parte, como se muestra más adelante, la incidencia del empleo de bajos salarios estimada para el mercado de trabajo español a partir de la EES 1995 no difiere apenas de la derivada de una fuente alternativa, el *Panel de Hogares de la Unión Europea*, que sí que presenta una cobertura completa del mercado de trabajo.

En otro orden de cosas, la teoría económica no ofrece una orientación clara sobre cómo se debe medir y definir el empleo de bajos salarios, lo que determina que en la elección de su formulación se dé una cierta dosis de discrecionalidad. En este estudio se ha optado por considerar el empleo de bajos salarios en términos relativos, lo que permite identificar a aquellos trabajadores que perciben un salario sustancialmente inferior al del trabajador típico de la economía. Según la formulación más usual (véanse, por ejemplo, OCDE, 1996, Asplund *et al.*, 1998, o Bazen *et al.*, 1998) y las recomendaciones de Eurostat, se ha considerado perceptor de bajos salarios a quien percibe un salario inferior a dos tercios del salario por hora mediano de la economía (el salario mediano en 1995 fue de 1.228 pesetas). Esta medida relativa es especialmente adecuada para analizar cuestiones relacionadas con la equidad y facilita las comparaciones internacionales, aunque limita la identificación entre la percepción de bajos salarios y las situaciones de pobreza medidas en términos absolutos. En el análisis empírico se analiza la sensibilidad de los principales resultados del trabajo ante el uso en la definición del empleo de bajos salarios de un umbral alternativo, el primer decil de la distribución salarial.

Evidencia internacional

El Cuadro A.2 del Anexo contiene información sobre la incidencia del empleo de bajos salarios y las principales características de las instituciones laborales relacionadas con la determinación salarial en Estados Unidos y en una muestra de países de la Unión Europea. La incidencia del empleo de bajos salarios mide la proporción del total de asalariados que percibe un salario por hora por debajo de dos tercios del salario por hora mediano del país. La comparación internacional es apropiada gracias al uso de un umbral en la definición del empleo de bajos salarios y un período temporal de referencia similares (con ligeras salvedades en este último caso: véanse las notas del cuadro), así como por el hecho de que las fuentes estadísticas de las que se deriva la información para los países de la Unión Europea, la *Encuesta Europea de Estructura Salarial* (desde ahora EEES) y el *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE), son metodológicamente homogéneas entre países³. En general, ambas fuentes ofrecen una información altamente coincidente sobre la incidencia relativa del empleo de bajos salarios (el coeficiente de correlación de Pearson —excluyendo la observación de Estados Unidos— toma, de hecho, un valor de 0,89 y es estadísticamente significativo al 1 por 100). Se constata que la incidencia del empleo de bajos salarios presenta una variabilidad notable entre países en el interior de la Unión Europea, en un rango que, según los datos de la ESES, va desde el 3,4 por 100 de los asalariados en Italia al 20 por 100 en el Reino Unido (según el PHOGUE, desde un mínimo del 5,4 por 100 a un máximo del 19 por 100 también en estos dos países). La incidencia

³ La *Encuesta Europea de Estructura Salarial* es una agrupación de encuestas nacionales a empresas realizadas para mediados de los noventa por los países de la Unión Europea conforme a una metodología común establecida por Eurostat y de la que forma parte la *Encuesta de Estructura Salarial 1995* elaborada para España por el Instituto Nacional de Estadística. El *Panel de Hogares de la Unión Europea* es una encuesta anual dirigida a hogares elaborada por Eurostat desde 1994 a 2001 para todos los países de la Unión Europea.

más acusada del fenómeno se produce, no obstante, en Estados Unidos, donde el 25,2 por 100 de los asalariados percibía a mediados de los noventa un salario por hora inferior al umbral de referencia.

El empleo de bajos salarios afecta al 18,3 por 100 de los asalariados españoles según la EEES/EES 1995 (18,4 por 100 según el PHOGUE). En un contexto comparado, la incidencia de este tipo de empleo en el mercado de trabajo español resulta muy llamativa no sólo por su elevado valor sino porque, con contadas excepciones, los países de nuestro entorno e institucionalmente parecidos resultan mucho menos afectados por el fenómeno. De hecho, entre los países considerados en el análisis únicamente Estados Unidos y el Reino Unido, economías con mercados de trabajo donde los mecanismos de determinación salarial son altamente flexibles (Cuadro A.2), presentan una mayor incidencia relativa de este tipo de empleo (25 y 20 por 100-19 por 100, respectivamente). A título de ejemplo, en ambos la negociación colectiva se produce fundamentalmente a un nivel descentralizado, de empresa, y presenta una tasa de cobertura relativamente baja (16 y 39 por 100). La evidencia para el caso español es, sin embargo, congruente con el hecho de que la estructura salarial española presenta una elevada dispersión en términos relativos tanto en la cola derecha de la distribución salarial como, especialmente, en la izquierda (Cuadro A.2). Esta elevada dispersión de los salarios que se da en el mercado de trabajo español obedece parcialmente al hecho de que las diferencias salariales entre establecimientos son por lo general más acusadas que en otros países de la Unión Europea (Palacio y Simón, 2004, y Simón y Russell, 2004).

Los determinantes del empleo de bajos salarios

La evidencia anterior muestra que la incidencia del empleo de bajos salarios en el mercado de trabajo español es elevada en términos comparativos. Un aspecto adicional de interés es si este tipo de empleo afecta a los mismos colectivos de trabajadores que en otros paí-

ses. Sin ánimo de ser exhaustivos, la evidencia descriptiva revela que ciertos colectivos de trabajadores, como las mujeres o los jóvenes, sufren claramente una mayor exposición relativa al empleo de bajos salarios (Cuadro A.1 del Anexo). Este resultado, sin embargo, puede encubrir un efecto de composición, en la medida en que exista correlación entre los atributos que influyen en la percepción de bajos salarios. A fin de eliminar posibles sesgos de composición y analizar de una forma más rigurosa los factores determinantes de percibir bajos salarios, la probabilidad de incurrir en dicha circunstancia se especifica mediante un modelo *probit*⁴. En dicho modelo se consideran como variables explicativas aquellas que según la literatura influyen en la determinación de los salarios y que, por lo tanto, pueden hacerlo en la probabilidad de percibir un salario bajo en términos relativos. Éstas abarcan tanto características de los trabajadores como de sus puestos de trabajo y establecimientos. En relación con las primeras, se incluye el nivel educativo (9 variables ficticias mutuamente excluyentes) y la edad (3 variables ficticias)⁵ como *proxies* del capital humano general de los trabajadores; la antigüedad del trabajador en la empresa (4 variables ficticias) como *proxy* del capital humano específico y una variable ficticia de género que capta el efecto sobre los salarios derivado de posibles diferencias en la capacidad inobservada de hombres y mujeres o, alternativamente, de fenómenos discriminatorios. A su vez, ciertas características

⁴ El modelo *probit* de elección discreta toma la forma:

$$P[w_i < \mu] = \Phi(X_i' \beta), \quad i = 1, \dots, N$$

Donde w_i es el salario del individuo i ; μ es el umbral que delimita el trabajo de bajos salarios; Φ es la función de distribución acumulativa normal estándar; X_i es un vector de variables explicativas y β es el vector de parámetros a estimar. Los errores estándar han sido calculados utilizando el estimador de la varianza de Huber/White, por lo que son robustos ante la presencia de heterocedasticidad (WHITE, 1982). Asimismo, son robustos ante la posible presencia de correlación entre observaciones pertenecientes a trabajadores del mismo establecimiento.

⁵ La edad es en realidad una *proxy* de la experiencia laboral, una variable sobre la que no se dispone en la EES 1995 de información directa ni indirecta que permita imputarla.

de los puestos de trabajo como el tipo de contrato (distinguiendo entre contrato indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (distinguiendo entre jornada a tiempo completo o parcial) o la ocupación (7 variables ficticias) recogen la influencia en los salarios de posibles efectos de carácter compensatorio. Por último, se incluye un conjunto de características de los establecimientos, que abarca el tipo de convenio (distinguiendo entre convenio sectorial nacional, sectorial de ámbito inferior al nacional y de empresa o centro de trabajo), el tamaño (5 variables ficticias), el sector (42 variables ficticias) y la región (17 variables ficticias). La inclusión de estas variables permite tener en consideración la influencia de los factores de demanda en la determinación de los salarios.

Los resultados de la estimación econométrica del modelo *probit* de elección discreta se muestran en el Cuadro A.3. El cuadro incluye para cada variable su efecto marginal sobre la probabilidad de percibir un salario bajo (esto es, el cambio que induce la variable explicativa en la probabilidad estimada del suceso, evaluado en el valor medio del resto de variables explicativas)⁶. Una vez que se eliminan los posibles sesgos de composición de la muestra, se confirma que el empleo de bajos salarios dista de afectar por igual a diferentes tipos de trabajadores en el mercado de trabajo español. Conforme a las expectativas, la incidencia de este fenómeno depende de las variables que aproximan el capital humano de los individuos, con un perfil que resulta en buena medida similar al que se desprende de estudios realizados para otros países desarrollados (véanse para más detalles Salverda *et al.*, 2001, OCDE, 1997, y Keese *et al.*, 1998). Así, la edad ejerce un efecto significativo, aunque no monotónico, sobre la probabilidad del suceso. Los jóvenes menores de

25 años tienen mayor probabilidad de percibir un salario bajo que los trabajadores de cualquier otro grupo de edad, mientras los mayores de 54 años tienen también una probabilidad mayor que los adultos con edades intermedias. En el mismo sentido, la incidencia del fenómeno disminuye conforme aumenta el nivel de educación (por ejemplo, los licenciados tienen una probabilidad de percibir un salario bajo un 5,8 por 100 menor que los individuos sin estudios) y la antigüedad en la empresa (con diferencias en las probabilidades del suceso del 15 por 100 entre los individuos con al menos 10 años de antigüedad y aquéllos con menos de 2). La incidencia relativa del empleo de bajos salarios en función del sexo del trabajador es un resultado que requiere cierta atención. Los resultados del modelo econométrico revelan que una vez que se controla por la influencia del resto de factores las mujeres tienen una probabilidad del suceso que resulta un 10,3 por 100 mayor que la de los varones y que la diferencia entre ambas probabilidades es estadísticamente significativa al 1 por 100. Esta estimación descansa, sin embargo, en el supuesto de que la influencia del resto de factores explicativos sobre la probabilidad de percibir un salario bajo es similar para hombres y mujeres. Por ponerlo de otra forma, la estimación de una única ecuación en el modelo de elección discreta para hombres y mujeres impone la igualdad de coeficientes para ambos colectivos. No obstante, los procesos de determinación salarial de hombres y mujeres difieren notablemente en la práctica, una circunstancia que está muy relacionada con el fenómeno de discriminación salarial por razón de sexo que se da en el mercado de trabajo español (sin ánimo de exhaustividad, véanse Ugidos, 1997 y De la Rica y Ugidos, 1995 y, entre los trabajos más recientes, De la Rica, 2003, y Palacio y Simón, 2003). En consecuencia con lo anterior, los coeficientes de las variables explicativas del modelo de elección discreta también difieren en la práctica entre hombres y mujeres⁷. En el caso de los

⁶ En el caso de las variables ficticias el efecto marginal mide el cambio que experimenta la probabilidad del suceso estudiado cuando la variable cambia de 0 a 1, tomando el resto de variables explicativas su valor medio. En el caso de las variables continuas estos efectos miden el cambio en la probabilidad estimada ante un cambio infinitesimal en la variable explicativa evaluado en el valor medio del resto de variables explicativas.

⁷ Puede encontrarse evidencia detallada sobre la cuestión en una versión anterior del trabajo (véase FERNÁNDEZ *et al.*, 2003).

modelos econométricos no lineales, como es el modelo *probit* utilizado en este trabajo, no existe ninguna razón para que las estimaciones derivadas del uso de una y dos ecuaciones, respectivamente, no difieran sustancialmente en la práctica (Belman y Heywood, 1990). A fin de controlar por esta posibilidad, se ha desarrollado un ejercicio en el espíritu de las descomposiciones *à la* Oaxaca-Blinder, consistente en estimar el modelo *probit* de forma separada para hombres y mujeres para, en una segunda etapa, predecir la probabilidad del suceso para ambos colectivos empleando un conjunto común de características. La diferencia en la probabilidad así predicha de hombres y mujeres está motivada exclusivamente por las diferencias que se dan en los coeficientes estimados para ambos grupos de trabajadores. Los resultados de este ejercicio muestran que la diferencia en las probabilidades predichas de hombres y mujeres es del 10,8 por 100 cuando se emplean las características de los varones, del 12,4 por 100 cuando se usan las de las mujeres y del 11,1 por 100 cuando se emplean las del conjunto de la muestra⁸. Este resultado revela, en definitiva, que el uso de una única ecuación en el modelo de elección discreta conduce a una cierta infraestimación de las diferencias por razón de sexo en la probabilidad relativa de percibir un salario relativamente bajo.

La incidencia del empleo de bajos salarios depende, asimismo, de la ocupación del individuo y de otras características de los puestos de trabajo, como el tipo de contrato. Los trabajadores de producción, independientemente de su nivel de cualificación, tienen una mayor probabilidad de estar mal remunerados que cualquier tipo de trabajador de administración, al igual que ocurre con los trabajadores con contrato de duración determinada en relación con quienes tienen contratos indefinidos. El tipo de jornada no parece afectar, sin embargo, de forma significativa a la probabilidad del suceso estu-

diado. En el mismo sentido, la incidencia del empleo de bajos salarios en nuestro país depende también de las características de los establecimientos, un resultado que es consistente con la notable influencia que los factores relacionados con la demanda de trabajo ejercen en la determinación salarial en España (Palacio y Simón, 2004). Así, pertenecer a la categoría de bajos salarios es más probable para los trabajadores de empresas pequeñas y cubiertas por convenios de ámbito sectorial. A título de ejemplo, los trabajadores de establecimientos con convenio propio sufren esta situación con una probabilidad un 2 por 100 inferior a la de los trabajadores cubiertos por un convenio de sector de ámbito inferior al nacional. La probabilidad de este suceso varía también acusadamente con el sector de afiliación de los trabajadores. En ramas de actividad como la de extracción de minerales no metálicos ni energéticos o la de intermediación financiera la probabilidad de percibir salarios bajos es de un 14 por 100 y un 7 por 100 inferior a la correspondiente a trabajadores con las mismas características de la rama de referencia, la construcción. En otros sectores, como la industria textil o la industria de confección y peletería, los trabajadores presentan, por el contrario, probabilidades relativas de percibir bajos salarios que exceden a la de referencia en un 20,1 por 100 y un 12,8 por 100, respectivamente. En el mismo sentido, tener unos bajos ingresos salariales es significativamente más probable para los trabajadores de regiones como Extremadura, Murcia, Canarias y Galicia. La ubicación en Navarra, Cataluña, Madrid o el País Vasco implica, por el contrario, una menor probabilidad relativa de percibir bajos salarios para trabajadores con habilidades productivas observadas similares⁹.

Tal como se señalaba en la introducción, el umbral de referencia empleado en la definición del empleo de bajos salarios es en gran medida discrecional, lo que po-

⁸ Los resultados completos de la estimación de estas ecuaciones no se han incluido por una cuestión de espacio y están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.

⁹ Este último resultado debe tomarse con precaución, en la medida en que la existencia de diferentes niveles de precios entre territorios implica que el salario que constituye el estándar mínimo aceptable puede variar significativamente entre regiones.

dría condicionar los resultados obtenidos. Sin embargo, se observa que la influencia de los factores considerados sobre la probabilidad de percibir bajos salarios es cualitativamente similar cuando se usa un punto de corte alternativo para la definición del empleo de bajos salarios, el primer decil de la distribución salarial (correspondiente a 717 pesetas en la muestra de la EES 1995). El uso de este punto de corte delimita una cola izquierda de la estructura salarial más estrecha e implica una definición más restrictiva del empleo de bajos salarios (la incidencia del fenómeno es del 10 por 100 de los asalariados con el primer decil de la distribución como umbral de referencia frente al 18,3 por 100 en el caso general), con lo que la distancia entre ambos puntos de corte da un margen aparentemente suficiente para el control de la robustez de los resultados. De forma general, aunque el uso de este umbral alternativo implica una reducción sistemática de los efectos marginales estimados para las variables explicativas, el signo y la significatividad de los efectos marginales se mantienen en la gran mayoría de los casos (véase la última columna del Cuadro A.3).

3. Negociación colectiva y empleo de bajos salarios en España

Ciertas instituciones laborales relacionadas con la determinación salarial influyen muy significativamente en la configuración de las características y evolución de la estructura salarial de los países desarrollados, hasta el punto de que instituciones de los mercados de trabajo como la negociación colectiva o el salario mínimo son factores fundamentales en la explicación de las diferencias internacionales en la dispersión salarial (Blau y Kahn, 1999, y Nickell y Layard, 1999). En tanto que dichas instituciones establecen suelos salariales cuyo efecto compresor sobre la estructura salarial se produce básicamente en la cola izquierda de la distribución salarial, su influencia en el fenómeno del empleo de bajos salarios resulta en la práctica especialmente significativa (Lucifora, 2001). En esta sección del trabajo se contrasta en qué medida la negociación colectiva ayuda a

explicar ciertos rasgos del empleo de bajos salarios en el mercado de trabajo español como su elevada extensión o su patrón de incidencia por sectores y regiones.

Las instituciones laborales que destacan por su capacidad de influencia en la determinación salarial según la literatura son la negociación colectiva y los salarios mínimos estatutarios. Ambas establecen directa o indirectamente suelos salariales cuya presencia puede limitar en la práctica la extensión del empleo de bajos salarios. Así, con carácter general, en aquellos países en los que existe un salario mínimo vinculante la dispersión salarial en la cola izquierda de la distribución de salarios individuales, y por extensión la proporción del empleo de bajos salarios, es más reducida (Keese *et al.*, 1998, y OCDE, 1996)¹⁰. El salario mínimo que cubre legalmente a todos los trabajadores en España, el Salario Mínimo Interprofesional (SMI), es, sin embargo, uno de los salarios mínimos más bajos del conjunto de los países desarrollados tanto en términos absolutos como relativos (OCDE, 1998, y Eurostat, 1999) y su grado de vinculación en la determinación de los salarios es en la práctica muy limitado (Dolado y Felgueroso, 1997), por lo que su potencial efecto compresor sobre la estructura salarial no es demasiado acusado. Esta circunstancia muy posiblemente facilita la elevada incidencia del empleo de bajos salarios que se da en el mercado de trabajo español. Alternativamente, la literatura enfatiza la influencia que la negociación colectiva ejerce en la configuración de la estructura salarial. Aquellos países con una alta tasa de sindicación y/o una elevada tasa de cobertura de la negociación colectiva presentan en la práctica una menor dispersión salarial global, así como una extensión del trabajo de bajos salarios comparativamente reducida. Aunque la elevada incidencia que presenta el empleo de bajos salarios en España no constituye un rasgo usual de los países con modelos de negociación colecti-

¹⁰ En el mismo sentido, en aquellos países en los que se ha producido una reducción en términos reales del salario mínimo, o una desaparición del mismo, la dispersión salarial ha tendido a aumentar (DINARDO *et al.*, 1996 y FORTIN y LEMIEUX, 1997).

va como el español, predominantemente sectoriales y con una elevada tasa de cobertura de la negociación (véase el Cuadro A.2), la influencia de esta institución en el empleo de bajos salarios en España resulta plausible por varios motivos. Por una parte, las tarifas salariales establecidas en los convenios de ámbito sectorial, que constituyen los salarios mínimos en el ámbito de aplicación de cada convenio, se sitúan sistemáticamente por encima del SMI y constituyen los suelos salariales realmente vinculantes en el mercado de trabajo español. Por otra parte, estas tarifas salariales presentan una acusada variabilidad entre convenios para los mismos tipos de trabajadores (Simón, 2001b) e influyen muy significativamente en la determinación de los salarios percibidos en el mercado de trabajo español (Lorences y Felgueroso, 1994, y Simón, 2001a). Esta evidencia, sumada a la elevada dispersión relativa que caracteriza a la estructura salarial española, convierte en plausible que la negociación colectiva en España esté induciendo una amplia dispersión de los niveles salariales, con lo que esta institución, en lugar de limitar el empleo de bajos salarios, alentaría una elevada extensión del mismo. En caso de ser así, la negociación colectiva estaría influyendo en el fenómeno del empleo de bajos salarios en España de una forma diferenciada a otros países europeos en los que una negociación colectiva vinculante reduce significativamente la diferenciación salarial.

La hipótesis de que la negociación colectiva influye en el fenómeno del empleo de bajos salarios en España se puede contrastar aprovechando la variabilidad de la incidencia del empleo de bajos salarios entre territorios y ramas de actividad. España es uno de los pocos países de la Unión Europea en los que la negociación colectiva sectorial presenta convenios que afectan a provincias o regiones (EIRO, 2000, 2002). Esta inusual dimensión territorial de la estructura de la negociación colectiva permite que las tarifas salariales de sector varíen significativamente entre territorios a la vez que entre ramas de actividad (Simón, 2001b). A su vez, posibilita analizar en una suerte de experimento natural si en aquellos territorios/sectores don-

de las tarifas salariales de sector establecen suelos salariales comparativamente mayores para los mismos tipos de trabajadores, la incidencia del empleo de bajos salarios resulta limitada. El SMI es por su naturaleza común a los territorios y sectores de actividad, por lo que la negociación colectiva es *a priori* la institución laboral que puede influir de forma significativa en el patrón de incidencia del empleo de bajos salarios en estos ámbitos.

El análisis empírico de esta cuestión es posible gracias a la existencia para España de una base de datos con las tarifas salariales pactadas en los convenios de ámbito sectorial en el mismo año que la *Encuesta de Estructura Salarial 1995* (más detalles sobre la base de datos se pueden encontrar en Simón, 2001c). Estos microdatos permiten constatar econométricamente que las tarifas pactadas en los convenios de ámbito sectorial varían notablemente para los trabajadores de una misma categoría profesional en función de la región y el

¹¹ La estimación de las diferencias regionales y sectoriales en los salarios pactados se realiza a través de la regresión de una ecuación con la forma:

$$t_{ij} = \alpha + C_i\delta + Z_j\beta + S_j\gamma + \varepsilon_{ij}$$

Donde t_{ij} corresponde al logaritmo de la tarifa salarial por hora pactada para la categoría profesional i del convenio colectivo provincial o autonómico j ; C_i es un vector de variables ficticias que reflejan la categoría profesional (distinguiendo entre titulado superior, titulado medio, oficial administrativo de primera, auxiliar administrativo, oficial de oficina de primera, oficial de oficina de segunda y peón ordinario); Z_j es un vector de variables ficticias que indican la comunidad autónoma a la que pertenece el ámbito funcional del convenio colectivo j ; S_j es un vector de variables ficticias que refleja el sector de actividad en el que se ubica el ámbito funcional del convenio colectivo j ; ε_{ij} es un término de error aleatorio; α es el intercepto y δ , β y γ son vectores de parámetros a estimar.

El análisis se limita a los convenios colectivos que presentan variabilidad por comunidades autónomas, esto es, los de ámbito provincial o autonómico. Estos convenios de sector son los más relevantes en el modelo español de negociación colectiva (en 2001 los trabajadores cubiertos por convenios sectoriales de ámbito territorial inferior al nacional suponían el 65 por 100 del total de trabajadores cubiertos por algún tipo de convenio colectivo: véase la *Estadística de convenios colectivos* del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales). A su vez, el análisis se limita a los convenios cuyo ámbito funcional se encuadra en las divisiones de la CNAE-93 cubiertas por la EES 1995.

La ecuación se ha estimado por mínimos cuadrados restringidos imponiendo las restricciones lineales

$$\sum_j n_j \beta_j = 0 \quad \text{y} \quad \sum_k m_k \gamma_k = 0,$$

sector de actividad (Cuadro A.4)¹¹. Las tarifas sectoriales son significativamente distintas de los promedios nacionales para todas las regiones españolas, con las únicas excepciones de Madrid y Cantabria, así como para buena parte de las ramas de actividad. Las diferencias regionales estimadas son conjuntamente significativas al 1 por 100 y van desde un 18 por 100 sobre la media nacional en el caso del País Vasco a un 14 por 100 bajo la media en el caso de Extremadura, con una desviación estándar de los diferenciales salariales territoriales ajustada por el empleo territorial del 8 por 100. En el caso de las diferencias sectoriales, éstas son también conjuntamente significativas y se encuentran en un rango que va desde un 35 por 100 sobre la media nacional en el caso de las actividades auxiliares a la intermediación financiera a un 20 por 100 bajo la media en el caso de la fabricación de muebles, con una desviación estándar de los diferenciales salariales sectoriales ajustada por el empleo sectorial del 13,5 por 100.

En la práctica se da una acusada correspondencia por regiones y sectores de la incidencia del empleo de bajos salarios y la magnitud relativa de las tarifas sectoriales. El coeficiente de correlación bivalente de Pearson de los diferenciales regionales en la incidencia del empleo de bajos salarios (medida neta de efectos de composición de la fuerza de trabajo a través de los efectos marginales estimados mediante el modelo *probit*) y en las tarifas salariales es de $-0,83$ y es estadísticamente

significativo al 1 por 100, mientras que en el caso de los sectores de actividad toma un valor de $-0,50$ y es también estadísticamente significativo al 1 por 100. Este resultado confirma que en aquellas regiones y sectores donde los salarios pactados en los convenios colectivos sectoriales son comparativamente elevados, los trabajadores tienen una menor probabilidad de percibir un salario bajo, independientemente de sus características personales y, en suma, que el establecimiento de suelos salariales en el marco de la negociación colectiva es un factor que reduce la incidencia del empleo de bajos salarios en determinados ámbitos.

4. Conclusiones

El mercado de trabajo español se caracteriza por una elevada incidencia del empleo de bajos salarios que resulta consecuente con la estructura de salarios comparativamente dispersa de la economía española. En este trabajo se ha caracterizado el perfil del trabajador de bajos salarios en España a partir de un modelo de elección discreta, obteniéndose un perfil del empleo de bajos salarios muy similar a la de otros países europeos. Esta caracterización es robusta al uso de distintas definiciones del empleo de bajos salarios y muestra que los colectivos que sufren una mayor exposición relativa a dicho fenómeno en el mercado laboral español son las mujeres, los jóvenes y aquellos trabajadores con niveles educativos más bajos. Están particularmente afectados, a su vez, los trabajadores de pequeñas empresas y en ciertas ramas de actividad como la industria textil y de confección o el comercio y los ubicados en regiones como Extremadura, Galicia o Canarias.

Cuando se observa la incidencia del empleo de bajos salarios y se compara con los resultados de otros países de nuestro entorno, el caso español presenta algunos visos de excepcionalidad. La elevada extensión relativa que el empleo de bajos salarios presenta en el mercado de trabajo español se perfila como un fenómeno relacionado con ciertos rasgos de las instituciones la-

donde n_j y m_k son, respectivamente, la proporción del empleo en la región j y el sector k (calculada sobre el total del empleo en 1995 según la *Encuesta de Población Activa*), con lo que la matriz de productos cruzados de los regresores de la ecuación es de rango completo, circunstancia que no se produciría en caso de incluir como variables explicativas los dos conjuntos completos de variables ficticias excluyentes por territorio y sector y estimar por mínimos cuadrados ordinarios. La estimación por mínimos cuadrados restringidos permite interpretar los coeficientes estimados para las comunidades autónomas como la diferencia porcentual en el salario pactado entre un trabajador ubicado en una región o sector y el trabajador promedio para el conjunto de España con características productivas y del puesto de trabajo similares. A su vez, permite obtener una estimación no sesgada de los errores estándar de los coeficientes de las variables ficticias regionales y sectoriales (HAISKEN-DENEW y SCHMIDT, 1997).

borales. Así, esta elevada incidencia parece claramente vinculada al bajo nivel relativo del Salario Mínimo Interprofesional y, por consiguiente, al escaso efecto compresor que ejerce sobre la estructura salarial esta institución laboral. No obstante, en un contexto donde la gran mayoría de los asalariados españoles se encuentra cubierta por convenios colectivos de sector que establecen tarifas salariales que se sitúan sistemáticamente por encima del Salario Mínimo Interprofesional, la elevada extensión del fenómeno del empleo de bajos salarios se convierte en una cuestión muy relacionada con la influencia de la negociación colectiva en la estructura salarial. En este sentido, destaca especialmente el hecho de que España constituye una excepción a la asociación que se observa a nivel internacional entre una negociación colectiva con un elevado grado de cobertura y una baja incidencia del empleo de bajos salarios. La anomalía que supone la conjunción en España de una negociación colectiva sectorial vinculante en la determinación de los salarios y una elevada extensión del empleo de bajos salarios proviene muy posiblemente de ciertas particularidades de la negociación colectiva, y más en concreto, del hecho de que las tarifas salariales pactadas en los convenios colectivos de sector presentan una acusada variabilidad para un mismo tipo de trabajador, una circunstancia que no resulta ajena a la poco frecuente dimensión territorial que se da en la negociación colectiva sectorial. De esta forma, es plausible que en España la negociación colectiva, en lugar de reducir la diferenciación salarial y limitar el empleo de bajos salarios tal y cómo ocurre en otros países, esté induciendo una amplia dispersión de los niveles salariales y, por extensión, una elevada incidencia del empleo de bajos salarios. La evidencia obtenida en este trabajo muestra que en aquellas regiones/sectores donde mayores son los salarios pactados en los convenios colectivos de sector la incidencia del trabajo de bajos salarios tiende a ser significativamente menor. Este resultado parece confirmar que la negociación colectiva es un determinante institucional fundamental de las características del empleo de bajos salarios.

Referencias bibliográficas

- [1] ÁLVAREZ, J. (2004): «Dynamics and Seasonality in Quarterly Panel Data: An Analysis of Earnings Mobility in Spain», *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 22, 4, páginas 443-456.
- [2] ASPLUND, R.; SLOANE, P. J. y THEODOSSIOU, I. (1998): *Low Pay and Earnings Mobility in Europe*, Edwar Elgar.
- [3] AYALA, L. y SASTRE, M. (2005): «La movilidad de ingresos en España: estructura y factores determinantes», *Revista de Economía Aplicada* (en prensa).
- [4] BAZEN, S.; GREGORY, M. y SALVERDA, W. (1998): *Low-Wage Employment in Europe*, Edwar Elgar.
- [5] BELMAN, D. y HEYWOOD, J. S. (1990): «Application of the "Oaxaca Decomposition" to Probit Estimates», *Economics Letters*, 32, páginas 101-104.
- [6] BERTOLA, G.; BLAU, F. y KAHN, L. (2001): «Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons for the US from International Long-Run Evidence», *NBER Working Paper*, número 8526.
- [7] BLAU, F. D. y KAHN, L. M. (1996): «International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces», *Journal of Political Economy*, 101, 4, páginas 791-837.
- [8] BLAU, F. D. y KAHN, L. M. (1999): «Institutions and Laws in the Labor Market», en ASHENFELTER, O. y CARD, D. (ed.) *Handbook of Labor Economics*, North-Holland.
- [9] BURNIAUX, J. M.; DANG, T. T.; FORE, D.; FORSTER, M. y MIRA, M. (1998): «Income Distribution and Poverty in Selected Oecd Countries», *Oecd Economics Department, Working Paper*, número 189.
- [10] COMISIÓN EUROPEA (2000): *Industrial Relations in Europe. 2000*.
- [11] DE LA RICA, S. (2003): «Decomposing the Effect of Gender Wage Gap: The Effects of Firm, Occupation and Job Stratification», *Working Paper*, número 64, University of California Center for Labor Economics.
- [12] DE LA RICA, S. y UGIDOS, A. (1995): «¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?», *Investigaciones Económicas*, volumen XIX, 3, páginas 395-414.
- [13] DINARDO, J.; FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (1996): «Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach», *Econometrica*, 64, 5, páginas 1.001-1.044.
- [14] DOLADO, J. J. y FELGUEROSO, F. (1997): «Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español», *Moneda y Crédito*, número 204, páginas 213-261.
- [15] EUROSTAT (1999): *Employment in Europe 1998*.

- [16] EUROSTAT (2000): «Low-wage Employees in EU Countries», *Statistics in Focus*, número 11.
- [17] EUROSTAT (2003): *Employment in Europe 2003*.
- [18] EUROPEAN INDUSTRIAL RELATIONS OBSERVATORY (2000): «Wage Policy and EMU», disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.
- [19] EUROPEAN INDUSTRIAL RELATIONS OBSERVATORY (2002): «Industrial Relations in the EU Member States and Candidate Countries», disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.
- [20] FERNÁNDEZ, M.; MEIXIDE, A. y SIMÓN, H. (2003): «El trabajo de bajos salarios en España», *Estudio sobre la economía española*, número 152, FEDEA, disponible en <http://www.fedea.es>.
- [21] FERNÁNDEZ, M.; MEIXIDE, A. y SIMÓN, H. (2004): «Empleo de bajos salarios y pobreza en España», *Revista de Economía Laboral*, volumen 1, 1, páginas 76-88.
- [22] FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (1997): «Institutional Change and Rising Wage Inequality», *Journal of Economic Perspectives*, 11, 2, páginas 75-96.
- [23] KATZ, L. F. y AUTOR, D. (1999): «Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality», en ASHENFELTER, O. y CARD, D. (ed.) *Handbook of Labor Economics*, North-Holland.
- [24] KEESE, S.; PUYSOYEN, A. y SWAIM, P. (1998): «Low-Paid Employment in OECD Countries: An International Comparison», en ASPLUND, R.; SLOANE, P. J. y THEODOSSIOU, I. (eds.): *Low Pay and Earnings Mobility in Europe*, Edwar Elgar.
- [25] LORENCES, J. y FELGUEROSO, F. (1994): «Salarios pactados en los convenios colectivos provinciales y salarios percibidos», *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, número 25-26, páginas 109-121.
- [26] MARX, I. y VERBIST, G. (1998): «Low-Paid Work and Poverty: A Cross-Country Perspective», en BAZEN, S.; GREGORY, M. y SALVERDA, W. (eds.): *Low-Wage Employment in Europe*, Edwar Elgar.
- [27] NICKELL, S. y LAYARD, R. (1999): «Labor Market Institutions and Economic Performance», en ASHENFELTER, O. y CARD, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland.
- [28] OCDE (1996): «Desigualdad salarial, empleo de bajos salarios y movilidad salarial», *Perspectivas del empleo. 1996*.
- [29] OCDE (1997): «Labour Market Policies: New Challenges Policies for Low-paid Workers and Unskilled Job Seekers», *OECD Working Papers*, volumen 5, número 86.
- [30] OCDE (1998): «Extraer lo máximo de lo mínimo: salario mínimo legal, empleo y pobreza», *Perspectivas del empleo. 1998*.
- [31] PALACIO, J. I. y SIMÓN, H. (2003): «Segregación laboral y diferencias salariales por sexo en España», *Estudio sobre la economía española*, número 151, FEDEA, disponible en <http://www.fedea.es>.
- [32] PALACIO, J. I. y SIMÓN, H. (2004): «Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial», *Revista de Economía Aplicada*, volumen XII, 36, páginas 28-51.
- [33] RUBERY, J.; GRIMSHAW, D. y FIGUEIREDO, H. (2002): *The Gender Pay Gap and Gender Mainstreaming Pay Policy in EU Member States*, informe del Grupo de Expertos Europeos sobre Género y Empleo para la Comisión de Igualdad de Oportunidades, Dirección General de Empleo y Asuntos Sociales.
- [34] SALVERDA, W.; BAZEN, S. y GREGORY, M. (2001): «The European-American Employment Gap, Wage Inequality, Earnings Mobility and Skill: A Study for France, Germany, the Netherlands, the United Kingdom and the United States», *Informe para la Comisión Europea, Dirección General de Empleo y Asuntos Sociales*.
- [35] SIMÓN, H. (2001a): «Negociación colectiva y estructura salarial en España», *Hacienda Pública Española*, 157-2, páginas 325-347.
- [36] SIMÓN, H. (2001b): «Negociación colectiva sectorial y tarifas salariales», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, número 31, páginas 55-70.
- [37] SIMÓN, H. y RUSSELL, H. (2004): «Firms and the Gender Wage Gap: A Cross-National Comparison», *Pay Inequalities and Economic Performance, Working Paper*, disponible en <http://cep.lse.ac.uk/pep>.
- [38] SMEEDING, T. M. (1997): «American Income Inequality in a Cross-National Perspective: Why Are We So Different», *LIS Working Paper*, número 157.
- [39] STEWART, M. B. y SWAFFIELD, J. K. (1999): «Low Pay Dynamics and Transition Probabilities», *Economica*, número 66, páginas 23-42.
- [40] TRAXLER, F., BLASCHKE, S. y KITTLE, B. (2001): *National Labour Relations in Internationalized Markets*, Oxford University Press.
- [41] UGIDOS, A. (1997): «Gender Wage Discrimination in the Spanish Labor Market», *Revista Española de Economía*, volumen 14, número 1, páginas 1-19.
- [42] WHITE, H. (1982): «Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models», *Econometrica*, 50, páginas 1-25.

ANEXO

CUADRO A.1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA MUESTRA E INCIDENCIA
Y DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO DE BAJOS SALARIOS

	Estadísticos descriptivos	Incidencia del empleo de bajos salarios	Distribución del empleo de bajos salarios
Salario por hora (pesetas)	1.536,6	—	—
Logaritmo del salario por hora	7,1	—	—
Hombre	0,767	13,9	58,0
Mujer	0,233	33,0	42,0
Edad (años)	38,500	—	—
Edad < 25	0,095	57,2	29,8
Edad 25-54	0,812	15,1	66,7
Edad > 54	0,093	6,9	3,5
Sin estudios	0,023	18,2	2,3
Educación primaria	0,308	16,7	28,0
EGB	0,311	29,1	49,4
Bachillerato	0,118	12,3	8,0
FPI	0,050	15,8	4,3
FPII	0,079	12,1	5,2
Diplomados	0,051	6,2	1,7
Licenciados	0,059	3,2	1,0
Postgrado	0,001	0	0
Antigüedad en la empresa (años)	10,600	—	—
Antigüedad < 2	0,216	44,1	51,9
Antigüedad 2-4	0,168	27,1	25,0
Antigüedad 4-9	0,196	12,6	13,4
Antigüedad > 9	0,420	4,3	9,7
Contrato indefinido	0,737	9,5	38,1
Contrato de duración determinada	0,263	41,9	58,7
Jornada a tiempo completo	0,963	17,3	91,0
Jornada a tiempo parcial	0,037	44,6	9,0
Peones ¹	0,124	40,2	27,1
Trabajadores de producción cualificados	0,524	19,8	56,5
Trabajadores de administración	0,154	15,5	13,0
Técnicos	0,106	4,4	2,5
Titulados medios y superiores	0,051	2,1	0,6
Gerentes	0,041	1,1	0,3
10-19	0,185	28,6	28,9
20-49	0,230	23,1	28,8
50-99	0,161	17,2	15,1
100-199	0,102	10,9	6,1
+200	0,322	12,0	21,1
Convenio de empresa	0,257	22,4	42,0

ANEXO (continuación)

CUADRO A.1 (continuación)

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA MUESTRA E INCIDENCIA
Y DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO DE BAJOS SALARIOS

	Estadísticos descriptivos	Incidencia del empleo de bajos salarios	Distribución del empleo de bajos salarios
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,396	22,1	47,5
Convenio sectorial de ámbito inferior al nacional.	0,347	6,8	9,4
Andalucía	0,089	17,8	8,7
Aragón	0,051	18,0	5,0
Asturias	0,036	14,0	2,7
Baleares	0,031	17,1	2,9
Canarias	0,048	32,8	8,6
Cantabria	0,023	19,1	2,3
Castilla y León	0,048	26,6	6,9
Castilla-La Mancha	0,062	16,9	5,7
Cataluña	0,144	11,8	9,2
Comunidad Valenciana	0,087	18,5	8,8
Extremadura	0,022	40,9	4,9
Galicia	0,061	29,4	9,9
Madrid	0,126	11,7	8,0
Murcia	0,037	33,3	6,7
Navarra	0,035	9,3	1,8
País Vasco	0,072	6,4	2,5
La Rioja	0,021	18,9	2,1
Extracción y aglomeración de carbón (10)	0,003	2,2	0,1
Extracción de minerales metálicos (13)	0,001	3,5	0,1
Extracción de minerales no metálicos ni energéticos (14)	0,011	17,2	0,1
Industria de productos alimenticios y bebidas (15)	0,072	21,0	8,2
Industria del tabaco (16)	0,001	8,9	0,1
Industria textil (17)	0,017	33,6	3,0
Industria de confección y peletería (18)	0,024	58,3	7,4
Industria del cuero y del calzado (19)	0,019	27,4	2,8
Industria de la madera y corcho (20)	0,025	34,0	4,6
Industria del papel (21)	0,015	12,3	0,1
Industria de artes gráficas (22)	0,026	14,8	2,0
Coquerías y refino de petróleo (23)	0,004	1,0	0,1
Industria química (24)	0,047	6,5	1,7
Fabricación de productos de caucho y materias plásticas (25)	0,027	17,8	2,5
Fabricación de otros productos minerales no metálicos (26)	0,050	12,0	3,3
Metalurgia (27)	0,014	2,9	0,2
Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria (28)	0,039	12,0	2,5
Fabricación de maquinaria y material no eléctrico (29)	0,037	8,1	1,6
Fabricación de maquinaria y material eléctrico (31)	0,027	12,9	1,9
Fabricación de material electrónico (32)	0,004	9,3	0,2

ANEXO (continuación)

CUADRO A.1 (continuación)

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA MUESTRA E INCIDENCIA Y DISTRIBUCIÓN DEL EMPLEO DE BAJOS SALARIOS

	Estadísticos descriptivos	Incidencia del empleo de bajos salarios	Distribución del empleo de bajos salarios
Fabricación de instrumentos médicos, de precisión y relojería (33)	0,006	8,4	0,3
Fabricación de automóviles y remolques (34)	0,031	9,6	1,6
Fabricación de otro material de transporte (35)	0,011	9,8	0,6
Fabricación de muebles y otras industrias manufactureras (36)	0,035	24,2	4,6
Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua (40)	0,017	1,7	0,1
Captación, depuración y distribución de agua (41)	0,012	7,4	0,5
Construcción (45)	0,077	17,0	7,1
Venta y reparación de vehículos y venta de combustible (50)	0,011	12,6	0,7
Comercio al por mayor e intermediación del comercio (51)	0,041	25,7	5,8
Comercio al por menor y reparaciones domésticas (52)	0,046	37,4	9,4
Hostelería (55)	0,060	31,2	10,3
Transporte terrestre y por tubería (60)	0,036	13,8	2,7
Transporte aéreo y espacial (62)	0,002	18,5	0,1
Actividades anexas a los transportes y agencias de viajes (63)	0,013	13,9	1,0
Correos y telecomunicaciones (64)	0,010	5,6	0,3
Intermediación financiera, excepto seguros y planes de pensiones (65) . .	0,058	0,8	0,3
Seguros y planes de pensiones (66)	0,020	4,3	0,5
Actividades auxiliares a la intermediación financiera (67)	0,001	2,6	0,1
Inmobiliarias (70)	0,002	27,0	0,3
Alquiler de bienes muebles (71)	0,002	48,8	0,4
Actividades informáticas (72)	0,002	15,5	0,2
Otras actividades empresariales (74)	0,047	33,3	8,6

NOTAS: Los valores de los estadísticos descriptivos corresponden al valor medio de las variables (la desviación típica aparece entre paréntesis para las variables continuas). La incidencia del empleo de bajos salarios mide el porcentaje de trabajadores de cada categoría que perciben bajos salarios, mientras que su distribución por tipo de trabajador cuantifica la proporción del empleo total de bajos salarios que pertenece a cada categoría de trabajadores. Se considera un salario bajo al salario por hora inferior a dos tercios del salario mediano según la EES 1995. En el caso de los sectores de actividad entre paréntesis se muestra la división de la CNAE-93 a la que corresponden.

¹ La correspondencia de las ocupaciones utilizadas con los grupos principales de la CNO-94 es la siguiente: peones (S-T), trabajadores de producción cualificados (L-M-N-P-Q-R-H-J-K), trabajadores de administración (G), técnicos (F), titulados medios y superiores (E-D) y gerentes (A-B-C).

FUENTE: Encuesta de Estructura Salarial 1995.

CUADRO A.2

**INCIDENCIA DEL EMPLEO DE BAJOS SALARIOS, DISPERSIÓN DE LOS SALARIOS INDIVIDUALES
Y CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONALES DEL MERCADO DE TRABAJO
(Mediados de los años noventa)**

País	Incidencia del empleo de bajos salarios ¹		Dispersión salarial ²		Coordinación ³	Negociación colectiva			Salario mínimo	
	EEES	PHOGUE	D5/D1	D9/D5		Nivel predominante ⁴	Extensión de los convenios colectivos ⁵	Tasa de cobertura ⁴ (%)	Mecanismo de regulación de los bajos salarios ⁵	Índice de Kaitz ⁷
España	18,3	18,4	1,97/1,72	2,23/2,04	1,5	Sector	Elevada	83	Salario mínimo	0,32
Estados Unidos	25,2	25,2	2,09	2,1	1	Empresa	Inexistente	16	Salario mínimo	0,38
Irlanda	16,5	17,6	2,13/1,76	2,17/2,13	1	Nacional	Inexistente	66	Salario mínimo	0,56
Bélgica	5,8	10,9	1,56/1,41	1,65/1,71	2	Nacional	Elevada	96	Salario mínimo	0,50
Italia	3,4	5,4	1,50/1,39	1,65/1,75	2	Sector	Elevada	90	Convenios colectivos	—
Francia	8,2	12,1	1,66/1,45	2,00/2,14	2	Empresa	Elevada	95	Salario mínimo	0,57
Dinamarca . . .	7,9	6,7	1,59/1,48	1,47/1,72	3	Nacional/sector	Inexistente	69	Convenios colectivos	—
Austria	9,8	10,5	1,64/1,50	1,76/1,78	3	Sector	Elevada	70	Convenios colectivos	—
Finlandia	4,7	8,6	1,48/1,36	1,64/1,57	2,5	Nacional	Moderada	83	Convenios colectivos	—
Grecia	9,9	10,6	1,67/1,50	1,81/1,87	2	Sector	Elevada	90	Salario mínimo	0,51
Portugal	16,8	12,2	1,66/1,62	3,15/2,65	2	Sector	Elevada	92	Salario mínimo	0,38
Reino Unido . .	20,2	19,0	1,81/1,80	2,02/2,13	1	Empresa	Inexistente	39	Salario mínimo	0,42

NOTAS: ¹ Porcentaje de trabajadores con un salario por hora inferior a dos tercios del salario mediano del país en 1995 (para Austria, 1996; para Francia, 1994) según la Encuesta Europea de Estructura Salarial y el Panel de Hogares de la Unión Europea (la información para Estados Unidos procede de la Current Population Survey). La incidencia del empleo de bajos salarios en España según la Encuesta Europea de Estructura Salarial ha sido calculada a partir de la muestra para España de dicha encuesta, la EES 1995. Para el resto de países la información procede de SALVERDA *et al.* (2001).

² D1, D5 y D9 son los límites superiores del primer, quinto y noveno decil, respectivamente, de la distribución de los salarios individuales. Los datos para Estados Unidos están basados en los salarios anuales y proceden de la Current Population Survey (OCDE, 1996) y los del resto de países están basados en los salarios por hora y provienen del Panel de Hogares de la Unión Europea y de la Encuesta Europea de Estructura Salarial, respectivamente (SALVERDA *et al.*, 2001). La información corresponde al año 1995 (para Austria, 1996; para Francia, 1994).

³ NICKELL y LAYARD (1999). Promedio de la coordinación de los sindicatos y las empresas en la negociación colectiva. 1 indica un bajo grado de coordinación; 2 indica un grado de coordinación intermedio y 3 una alta coordinación.

⁴ EIRO (2002) y TRAXLER *et al.* (2001).

⁵ COMISIÓN EUROPEA (2000).

⁶ EUROSTAT (2003).

⁷ OCDE (1998) y RUBERY *et al.* (2002). Salario mínimo en relación al salario bruto mediano de los trabajadores a tiempo completo. La información corresponde a 1997 (para Portugal, Grecia, Irlanda y Reino Unido, 2000). El salario mínimo fue implantado en Irlanda en 2000 y en el Reino Unido en 1999.

CUADRO A.3

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO *PROBIT*
SOBRE LA PROBABILIDAD DE PERCIBIR UN SALARIO BAJO**

	Umbral de bajos salarios	
	2/3 salario hora mediano	Primer decil
Sexo		
Mujer	Categoría base	Categoría base
Hombre	-0,103**	-0,043**
Edad		
<25	Categoría base	Categoría base
25-54	-0,082**	-0,042**
>54	-0,058**	-0,031**
Antigüedad en la empresa		
<2	Categoría base	Categoría base
2-4	-0,039**	-0,021**
5-9	-0,066**	-0,030**
>9	-0,149**	-0,070**
Titulación		
Sin estudios	Categoría base	Categoría base
Educación primaria	-0,013*	-0,008*
EGB	-0,001	-0,004
Bachillerato	-0,032**	-0,015**
FPI	-0,026**	-0,014**
FPII	-0,034**	-0,015**
Diplomados	-0,043**	-0,016**
Licenciados	-0,058**	-0,023**
Ocupación		
Peones	Categoría base	Categoría base
Trabajadores de producción cualificados	-0,049**	-0,019**
Trabajadores de administración	-0,056**	-0,020**
Técnicos	-0,077**	-0,029**
Titulados medios	-0,074**	-0,029**
Titulados superiores	-0,076**	-0,029**
Gerentes	-0,079**	-0,030**
Tipo de jornada		
Tiempo parcial	Categoría base	Categoría base
Tiempo completo	-0,008	-0,015**
Tipo de contrato		
Duración determinada	Categoría base	Categoría base
Indefinido	-0,040**	-0,016**
Tamaño del establecimiento		
Tamaño empresa 10-19	Categoría base	Categoría base
Tamaño empresa 20-49	-0,027**	-0,012**
Tamaño empresa 50-99	-0,049**	-0,018**
Tamaño empresa 100-199	-0,058**	-0,024**
Tamaño empresa más 200	-0,068**	-0,028**

CUADRO A.3 (continuación)

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PROBIT
SOBRE LA PROBABILIDAD DE PERCIBIR UN SALARIO BAJO**

	Umbral de bajos salarios	
	2/3 salario hora mediano	Primer decil
Tipo de convenio		
Sector no nacional	Categoría base	Categoría base
Empresa y centro de trabajo	-0,017**	0,003
Sector nacional	0,009**	0,020*
Comunidad autónoma		
Andalucía	Categoría base	Categoría base
Aragón	-0,002	-0,006
Asturias	-0,010	0,005
Baleares	-0,031**	-0,010**
Canarias	0,093**	0,055**
Cantabria	-0,001	0,000
Castilla y León	0,032**	0,014**
Castilla-La Mancha	0,016*	0,006
Cataluña	-0,031**	-0,006*
Comunidad Valenciana	-0,006	-0,001
Extremadura	0,147**	0,068**
Galicia	0,126**	0,050**
Madrid	-0,019**	0,001
Murcia	0,074**	0,041**
Navarra	-0,055**	-0,023**
País Vasco	-0,052**	-0,017**
La Rioja	-0,028**	-0,012**
Sector de actividad		
Extracción y aglomeración de carbón (10)	-0,052**	-0,005
Extracción de minerales metálicos (13)	0,032	0,014
Extracción de minerales no metálicos ni energéticos (14)	-0,135**	-0,072**
Industria de productos alimenticios y bebidas (15)	0,044**	0,035**
Industria del tabaco (16)	0,012	0,044
Industria textil (17)	0,206**	0,105**
Industria de confección y peletería (18)	0,132**	0,071**
Industria del cuero y del calzado (19)	0,028*	0,012
Industria de la madera y corcho (20)	0,044**	0,017**
Industria del papel (21)	0,032*	0,021**
Industria de artes gráficas (22)	0,031**	0,025**
Coquerías y refino de petróleo (23)	-0,043*	-0,024**
Industria química (24)	-0,027**	-0,008*
Fabricación de productos de caucho y materias plásticas (25)	0,015**	0,004
Fabricación de otros productos minerales no metálicos (26)	-0,019**	-0,008*
Metalurgia (27)	-0,041**	-0,016
Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria (28)	-0,037**	-0,021**
Fabricación de maquinaria y material no eléctrico (29)	-0,025**	-0,006
Fabricación de maquinaria y material eléctrico (31)	-0,002	0,010

CUADRO A.3 (continuación)

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PROBIT
SOBRE LA PROBABILIDAD DE PERCIBIR UN SALARIO BAJO**

	Umbral de bajos salarios	
	2/3 salario hora mediano	Primer decil
Fabricación de material electrónico (32)	0,007	0,031
Fabricación de instrumentos médicos, de precisión y relojería (33)	0,048	0,021
Fabricación de automóviles y remolques (34)	-0,007	-0,006
Fabricación de otro material de transporte (35)	-0,026	-0,016*
Fabricación de muebles y otras industrias manufactureras (36)	0,069**	0,034**
Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua (40)	-0,047**	-0,021**
Captación, depuración y distribución de agua (41)	-0,041**	-0,009
Construcción (45)	Categoría base	Categoría base
Venta y reparación de vehículos y venta de combustible (50)	-0,007	-0,002
Comercio al por mayor e intermediación del comercio (51)	0,072**	0,057**
Comercio al por menor y reparaciones domésticas (52)	0,094**	0,051**
Hostelería (55)	0,028**	0,014**
Transporte terrestre y por tubería (60)	0,004	0,014*
Transporte aéreo y espacial (62)	0,089	0,068*
Actividades anexas a los transportes y agencias de viajes (63)	-0,018	0,007
Correos y telecomunicaciones (64)	-0,020	0,005
Intermediación financiera, excepto seguros y planes de pensiones (65)	-0,071**	-0,021**
Seguros y planes de pensiones (66)	-0,038**	-0,011*
Actividades auxiliares a la intermediación financiera (67)	-0,051*	-0,018
Inmobiliarias (70)	-0,036	-0,003
Alquiler de bienes muebles (71)	0,101**	0,078**
Actividades informáticas (72)	0,100*	0,075**
Otras actividades empresariales (74)	0,131**	0,101**
Número de observaciones	157.335	157.335
$\chi^2(87)$	12.005,9	9.280,7
Prob > χ^2	0,000	0,000
Pseudo R ²	0,374	0,356

NOTAS: La variable dependiente toma un valor 1 si el salario por hora del individuo es inferior al umbral de referencia que aparece en el cuadro y 0 en caso contrario. Los valores contenidos en el cuadro corresponden al efecto marginal de cada variable evaluado en los valores medios del resto de variables explicativas. ** y * indican que el coeficiente correspondiente es significativamente distinto de cero al 1 por 100 y 5 por 100, respectivamente, según los valores de los t-ratios asintóticos.

FUENTE: Encuesta de Estructura Salarial 1995.

CUADRO A.4

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS RESTRINGIDOS DE LA ECUACIÓN DE TARIFAS SALARIALES PACTADAS EN LA NEGOCIACIÓN COLECTIVA DE ÁMBITO SECTORIAL (1995)

	Estadísticos descriptivos	Resultados de la estimación	
		Coefficiente	Error estándar
Tarifa pactada por hora (pesetas)	883,27 (223,2)	—	—
Logaritmo de la tarifa pactada por hora	6,75 (0,222)	—	—
Titulado superior	0,091	0,440**	0,008
Titulado medio	0,091	0,317**	0,008
Oficial administrativo de primera	0,162	0,152**	0,006
Auxiliar administrativo	0,163	0,033**	0,006
Oficial de oficio de primera	0,169	0,114**	0,006
Oficial de oficio de segunda	0,157	0,071**	0,006
Peón ordinario	0,166	Categoría base	
Andalucía	0,157	-0,011*	0,005
Aragón	0,053	-0,049**	0,008
Asturias	0,028	0,024*	0,011
Baleares	0,008	0,080**	0,021
Canarias	0,037	-0,034**	0,010
Cantabria	0,023	-0,022	0,012
Castilla y León	0,073	-0,076**	0,007
Castilla-La Mancha	0,126	-0,059**	0,005
Cataluña	0,101	0,055**	0,005
Comunidad Valenciana	0,100	-0,025**	0,006
Extremadura	0,021	-0,143**	0,013
Galicia	0,083	-0,102**	0,006
Madrid	0,041	0,016	0,008
Murcia	0,030	-0,039**	0,011
Navarra	0,025	0,113**	0,012
País Vasco	0,077	0,177**	0,007
La Rioja	0,017	0,056**	0,015
Extracción y aglomeración de carbón (10)	0,003	0,180**	0,034
Extracción de minerales no metálicos ni energéticos (14)	0,006	-0,019	0,024
Industria de productos alimenticios y bebidas (15)	0,163	-0,080**	0,005
Industria textil (17)	0,003	-0,125**	0,032
Industria de confección y peletería (18)	0,004	0,030	0,029
Industria del cuero y del calzado (19)	0,010	-0,195**	0,019
Industria de la madera y corcho (20)	0,083	-0,064**	0,007
Industria del papel (21)	0,001	0,202**	0,062
Industria de artes gráficas (22)	0,004	0,179**	0,030
Industria química (24)	0,005	0,031	0,026
Fabricación de productos de caucho y materias plásticas (25)	0,006	0,009	0,025
Fabricación de otros productos minerales no metálicos (26)	0,086	0,031**	0,007
Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria (28)	0,061	0,044**	0,008
Fabricación de instrumentos médicos, de precisión y relojería (33)	0,007	-0,127**	0,023

CUADRO A.4 (continuación)

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS RESTRINGIDOS DE LA ECUACIÓN DE TARIFAS SALARIALES PACTADAS EN LA NEGOCIACIÓN COLECTIVA DE ÁMBITO SECTORIAL (1995)

	Estadísticos descriptivos	Resultados de la estimación	
		Coefficiente	Error estándar
Fabricación de otro material de transporte (35)	0,002	0,045	0,042
Fabricación de muebles y otras industrias manufactureras (36)	0,002	-0,208**	0,043
Captación, depuración y distribución de agua (41)	0,013	0,200**	0,016
Construcción (45)	0,062	0,120**	0,007
Venta y reparación de vehículos y venta de combustible (50)	0,005	0,122**	0,025
Comercio al por mayor e intermediación del comercio (51)	0,054	-0,037**	0,008
Comercio al por menor y reparaciones domésticas (52)	0,236	-0,098**	0,004
Hostelería (55)	0,037	-0,052**	0,009
Transporte terrestre y por tubería (60)	0,091	-0,036**	0,007
Actividades anexas a los transportes y agencias de viajes (63)	0,025	0,098**	0,012
Actividades auxiliares a la intermediación financiera (67)	0,001	0,352**	0,063
Alquiler de bienes muebles (71)	0,001	-0,202**	0,063
Otras actividades empresariales (74)	0,029	0,007	0,010
Observaciones		5.632	
Convenios colectivos		886	

NOTAS: La variable dependiente es la tarifa salarial por hora pactada en el convenio colectivo para la categoría profesional relevante. Los valores de los estadísticos descriptivos corresponden al valor medio de las variables (la desviación típica aparece entre paréntesis para las variables continuas). ** y * indican que el coeficiente correspondiente es significativamente distinto de cero al 1 y 5 por 100, respectivamente.

En el próximo número de
Información Comercial Española. Revista de Economía

Comercio internacional y costes de transporte

<i>Celestino Suárez Burguet e Inmaculada Rodríguez Zarzoso</i>	Presentación
<i>Celestino Suárez Burguet</i>	Los costes de transporte en la teoría del comercio internacional. Modelos y aplicaciones
<i>Nuno Limao y Anthony J. Venables</i>	Infraestructuras, desventajas geográficas, costes de transporte y comercio
<i>Inmaculada Martínez Zarzoso y Jan Hoffman</i>	Costes de transporte y conectividad en el comercio marítimo entre la Unión Europea y Latinoamericana
<i>Leandro García Menéndez y Eva M. Pérez García</i>	Fundamentos metodológicos de la base de datos TRADETRANS para el análisis de costes de transporte en España
<i>Laura Márquez, Inmaculada Martínez Zarzoso, Eva Pérez y Gordon Wilmsmeier</i>	Determinantes de los costes de transporte marítimos. El caso de las exportaciones españolas
<i>Felicitas Nowak-Lehman, Diek Herzer y Sebastián Vollmer</i>	Competitividad sectorial y costes de transporte en las exportaciones de Turquía a la Unión Europea
<i>Anca Monica Voicu y Nicholas Horsewood</i>	El comercio en Europa Central y Oriental: ¿han convertido en obsoletos los modelos gravitacionales los costes de transporte?
<i>Vicente Inglada, Belén Rey y Pablo Coto Millán</i>	Transporte aéreo de mercancías: incidencia en el comercio internacional
<i>Fernando Lera, Javier Faulín, Sergio Úbeda, Jesús M.ª Pintor y Jorge San Miguel</i>	Evaluación de los costes medioambientales y de seguridad en el transporte de mercancías por carretera
<i>Michael Pickhard</i>	Infraestructura de transportes y fijación de precios de autopista en la Unión Europea. Implicaciones teóricas para el comercio

Coordinadores: *Celestino Suárez Burguet e Inmaculada Martínez Zarzoso*

Últimos números publicados:

60 aniversario de las instituciones de Bretton Woods

Tendencias de la distribución comercial en el ámbito internacional

Productividad y competitividad de la economía española

Telecomunicaciones y audiovisual: regulación, competencia y tecnología

Números en preparación:

Nuevas tendencias de la política fiscal

Evaluación de políticas públicas

