

# DISPERSIÓN SALARIAL ENTRE ESTABLECIMIENTOS Y DESIGUALDAD SALARIAL\*

*JUAN IGNACIO PALACIO*  
*Universidad de Castilla-La Mancha*

*HIPÓLITO J. SIMÓN*  
*Universidad de Alicante-Instituto de Economía Internacional*

Este artículo constituye un análisis empírico de la determinación de los salarios en el mercado laboral español que por primera vez integra adecuadamente la influencia de los factores de oferta y demanda de trabajo. Los resultados obtenidos con los datos emparejados de individuos y empresas de la Encuesta de Estructura Salarial muestran la existencia de apreciables diferencias salariales entre establecimientos tras controlar las características productivas observables de los trabajadores. En suma, el establecimiento en el que prestan sus servicios los asalariados españoles es un determinante fundamental de sus salarios. Todo parece apuntar a que las diferencias salariales entre establecimientos son en España más acusadas que en otros países del entorno, incluso que en aquellos con claras semejanzas en el sistema de negociación colectiva. La evidencia apunta, por último, a que aquellos análisis sobre determinación salarial que no controlan adecuadamente la influencia de los factores de demanda en el proceso incurrir en sesgos significativos en la estimación de los rendimientos de las características individuales observadas de los trabajadores, tales como las que aproximan su capital humano.

*Palabras clave:* estructura salarial; diferencias salariales entre establecimientos; negociación colectiva.

*Clasificación JEL:* J31, J50.

**L**a atención preferente que el análisis de la desigualdad de las ganancias ha recibido por parte de la Economía Laboral en las últimas décadas resulta justificada en la medida en que la estructura salarial constituye un aspecto fundamental del mercado de trabajo. Por una parte, los salarios afectan a las decisiones de empleo de empresas y trabajadores, con lo que la desi-

---

(\*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de los participantes en el V Encuentro de Economía Aplicada, el XXVII Simposio de Análisis Económico y el VII Encontro de Novos Investigadores de Análise Economica, así como los de varios evaluadores anónimos.

gualdad salarial incide en la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo. Por otra, la diferenciación salarial es en la práctica un determinante fundamental de las diferencias de renta de las economías desarrolladas [Comisión Europea (1998) y Burniaux *et al.* (1998)], por lo que su efecto es también muy relevante sobre cuestiones relacionadas con la equidad social, como la incidencia de la pobreza o la estratificación social.

La estructura salarial del mercado de trabajo español presenta ciertas características que acentúan el interés en su análisis. La más destacable es la elevada dispersión que presentan los salarios en España en relación con los países de su entorno [véanse Eurostat (2003) y Bertola *et al.* (2001)]. La fuerte dispersión de la estructura salarial en España contrasta, en gran medida, con las predicciones de la literatura económica sobre desigualdad salarial. Ésta postula que en aquellas economías donde hay un predominio de los convenios colectivos de carácter sectorial la dispersión de los salarios individuales tiende a ser comparativamente reducida en relación con los países donde la negociación colectiva está descentralizada. A pesar de que las características institucionales del mercado de trabajo español relacionadas con la determinación salarial son relativamente similares a las de otros países europeos<sup>1</sup>, particularmente en lo que al sistema de negociación colectiva se refiere, la estructura salarial española presenta un grado de dispersión notablemente elevado. La presencia de una importante diferenciación salarial en el mercado de trabajo español implica, entre otras cuestiones, una fuerte incidencia del empleo de bajos salarios, uno de los más elevados de la Unión Europea [Salverda *et al.* (2001)] y, en relación con este fenómeno, una alta tasa relativa de pobreza<sup>2</sup>. Otra consecuencia es la acentuación de las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Los análisis comparativos muestran que el diferencial salarial por razón de género que se da en el mercado de trabajo español es elevado en términos relativos, y que esta circunstancia se debe, en buena medida, al alto grado de dispersión de la estructura salarial española, que determina que la penalización en la que incurren las mujeres españolas por ocupar una baja posición relativa en la estructura salarial sea comparativamente mayor que la que se produce en países donde la estructura salarial es menos dispersa [Simón y Russell (2004)].

Una de las contribuciones recientes más relevantes a la literatura sobre determinación salarial ha sido poner de manifiesto el peso que les corresponde a los factores de demanda. La influencia relativa de los factores de oferta y demanda de trabajo en los salarios ha constituido un punto tradicional de debate en la literatura económica [véase Katz y Autor (1999)]. Sin embargo, un análisis apropiado del proceso de determinación de los salarios, que considere la influencia que sobre los mismos ejercen ambos conjuntos de factores, requiere del uso de información apropiada de ambos lados del mercado de trabajo. Esta circunstancia no se ha

---

(1) Una revisión de las características institucionales relacionadas con la determinación de salarios y la negociación colectiva de diferentes países desarrollados se puede encontrar en EIRO (2002).

(2) Un estudio comparativo de la incidencia de la pobreza en la Unión Europea puede consultarse en Eurostat (2000). Fernández *et al.* (2003) analizan el fenómeno del empleo de bajos salarios en el mercado de trabajo español. Sobre la relación entre las diferencias salariales y la distribución de la renta en España puede consultarse Jimeno *et al.* (2000).

dado hasta fechas relativamente recientes, con la disponibilidad de bases de datos con información emparejada de los individuos y de las empresas en las que trabajan (*matched employer-employee data*). Una vez que se ha dispuesto de este tipo de datos los avances en la comprensión del proceso de determinación de los salarios y sus efectos en el comportamiento del empleo han sido muy notables<sup>3</sup>. De esta forma, se ha podido constatar empíricamente la presencia en diversos mercados de trabajo de importantes diferencias salariales entre establecimientos, así como que las mismas no responden plenamente a un funcionamiento competitivo y eficiente del mercado de trabajo [véanse, por ejemplo, Abowd *et al.* (1999, 2001), Groshen (1991a) y Goux y Maurin (1999)]. Estas diferencias salariales entre empresas pueden tener su origen en factores como la presencia de información limitada o asimétrica, así como en la existencia de distintas capacidades de pago entre empleadores, lo que se relaciona a su vez con la obtención de rentas en los mercados de productos o el pago de salarios de eficiencia. Para una revisión de las teorías sobre los posibles orígenes de las diferencias salariales entre empleadores puede verse el trabajo de Groshen (1991b).

Los resultados de los estudios sobre la fijación de los salarios en España han mostrado la importancia de los factores de oferta en la conformación de la estructura salarial [véase, por ejemplo, Jimeno *et al.* (2001)]. La mayoría de estos análisis refleja, sin embargo, la insuficiencia de los factores de oferta para entender el alcance de la diferenciación salarial global. En los mismos se apunta, en todo caso, a que existe una influencia de la demanda de trabajo en la conformación de la estructura salarial, en la medida en que existen diferencias salariales asociadas a ciertas características de las empresas como el tamaño, el tipo de convenio, el sector de actividad o el territorio de ubicación [sin ánimo de exhaustividad, véanse Sanromá y Ramos (1998), Simón (2001a), Andrés y García (1991) y Jimeno y Palenzuela (1996)]. En este trabajo se pretende analizar la determinación de los salarios en el mercado de trabajo español integrando en el análisis empírico tanto los factores de oferta como los de demanda. Este tipo de análisis tiene un carácter inédito en el caso español, lo que resulta fácilmente comprensible si se tiene en cuenta que las bases de datos disponibles hasta la publicación de la Encuesta de Estructura Salarial incluyen una información en general muy limitada sobre la demanda de trabajo. Esta fuente de datos microeconómicos es la única disponible en la actualidad que contiene información emparejada sobre los asalariados españoles y sus empleadores y que permite, de forma novedosa, identificar adecuadamente el efecto de la demanda de trabajo en la determinación salarial.

La estructura del artículo es la que se describe a continuación. Tras esta introducción, en el primer apartado se describe la base de datos utilizada en el trabajo, la Encuesta de Estructura Salarial, y se detalla el modelo de determinación salarial empleado en el análisis y las principales cuestiones metodológicas relacionadas con su estimación. En el segundo se contrasta empíricamente la relevancia de las variables de demanda en la determinación salarial en el mercado de tra-

---

(3) Abowd y Kramarz (1999) y Haltinwanger *et al.* (1999) realizan una excelente revisión del impacto que la disponibilidad de datos emparejados de individuos y empresas ha tenido en el análisis de los procesos de determinación salarial.

bajo español. En el apartado de conclusiones se sintetizan y comentan los principales resultados del análisis.

Se puede adelantar que los principales resultados apuntan a que el establecimiento en el que prestan sus servicios los trabajadores españoles es un factor fundamental en la determinación de sus salarios. Los factores de demanda contribuyen en gran medida a la diferenciación salarial que se da en el mercado de trabajo español, de modo que existen apreciables diferencias salariales entre establecimientos para trabajadores con similares características productivas observables. Estas diferencias salariales presentan, además, una notable dispersión, inusual en países con características institucionales similares al nuestro, con lo que todo parece indicar que los empleadores españoles disponen de un amplio margen en la determinación de los salarios. La evidencia obtenida en el trabajo muestra, asimismo, que los análisis sobre determinación salarial que no controlan adecuadamente la influencia de los factores de demanda incurren en sesgos significativos en la estimación de diferenciales salariales asociados a las características individuales de los trabajadores.

## 1. DATOS Y CUESTIONES METODOLÓGICAS

En este apartado del artículo se detallan las principales características de los datos utilizados y se especifica el modelo de determinación de los salarios a partir del cual se desarrolla el análisis empírico.

### *1.1. La Encuesta de Estructura Salarial 1995*

La fuente de información utilizada en este trabajo es la Encuesta de Estructura Salarial del Instituto Nacional de Estadística correspondiente a 1995. Esta encuesta contiene información sobre los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de más de diez trabajadores de la mayor parte de las ramas productivas de la industria y los servicios en todo el territorio nacional. Quedan excluidos los asalariados que trabajan en establecimientos con menos de diez trabajadores y los que lo hacen en el sector primario y en parte de los servicios. La naturaleza de la muestra, conformada exclusivamente por asalariados, impide controlar por el sesgo de selección en el empleo de los trabajadores de la muestra con las técnicas habituales de corrección. A pesar de estas limitaciones, es evidente el interés de utilizar esta fuente, pues contiene abundante información microeconómica para un gran número de trabajadores y, muy especialmente, porque a la vez que contiene información sobre las características de los individuos, de los puestos de trabajo y del establecimiento en el que prestan sus servicios, incluye varias observaciones para cada empleador. La inclusión de información emparejada de individuos y empresas permite el correcto tratamiento de la influencia conjunta de los factores de oferta y de demanda en la determinación salarial. Para mayores detalles sobre la elaboración y el contenido de la Encuesta de Estructura Salarial puede consultarse el anexo que se incluye al final del trabajo. En el mismo se especifica, además, el proceso de filtrado de la muestra, la definición del concepto salarial utilizado y los estadísticos descriptivos de la muestra. Baste señalar aquí que la muestra está conformada por 157.329 trabajadores pertene-

cientes a 16.567 establecimientos y que el dato salarial de partida es el salario bruto por hora de trabajo, excluidos pagos extraordinarios.

### 1.2. El modelo de determinación salarial

El análisis empírico se desarrolla a partir de una ecuación salarial semilogarítmica tipo Mincer (1974), basada en los modelos de capital humano, aumentada con la inclusión de factores relacionados con la demanda de trabajo. La forma que presenta el modelo de determinación salarial es la siguiente:

$$w_{ij} = \mu + X_i\beta + \alpha_j + \varepsilon_{ij}$$

Donde  $w_{ij}$  corresponde al logaritmo del salario bruto por hora para el trabajador  $i$  que presta sus servicios en el establecimiento  $j$ ;  $X_i$  es un vector de características individuales observadas, entre ellas variables que aproximan el capital humano del trabajador;  $\alpha_j$  representa un término de error correspondiente al establecimiento  $j$  e invariante para los individuos pertenecientes al mismo establecimiento;  $\varepsilon_{ij}$  es un término de error aleatorio;  $\mu$  es el intercepto y  $\beta$  es un vector de parámetros.

La principal novedad metodológica en relación con los modelos estándar de determinación salarial radica en la inclusión de los efectos por establecimiento  $\alpha_j$ . Estos efectos son comunes a los individuos que trabajan en el mismo establecimiento y su identificación es únicamente posible en la medida en que se dispone de varias observaciones para cada establecimiento en la muestra (sobre el proceso de filtrado de la muestra puede consultarse el anexo). Dichos efectos captan la influencia sobre los salarios de los factores relacionados con la demanda de trabajo y permiten controlar la heterogeneidad entre establecimientos en la determinación salarial. Los efectos por establecimiento  $\alpha_j$  pueden estimarse mediante efectos fijos o aleatorios, en función de su naturaleza. En este caso, en el que los datos proceden de una encuesta basada en un muestreo de los establecimientos en la primera etapa de elaboración de la Encuesta de Estructura Salarial (véase el anexo para más detalles), resulta plausible que estos efectos correspondan a un conjunto de efectos aleatorios extraídos de la población de establecimientos. La estimación debe tener en cuenta, por tanto, su potencial naturaleza estocástica. El resultado del contraste de Hausman [véase Hausman (1978)] indica, sin embargo, que los efectos  $\alpha_j$  están correlacionados con las variables incluidas en el vector  $X_i$ . Esto implica que el uso indebido de efectos aleatorios en la estimación genera estimaciones inconsistentes de los parámetros de la ecuación [Hsiao, 1985]. En consecuencia, en el análisis los efectos por establecimiento se tratan sistemáticamente como efectos fijos. Esto supone que se deben considerar representativos de la muestra, pero no del conjunto de la población de la que proviene la muestra [Greene, 1997].

Las variables del vector  $X_i$  son características observadas para los individuos de la muestra. Su inclusión en la ecuación capta la influencia de los factores de oferta en la determinación salarial. Las características incorporadas a la ecuación con el fin de aproximar la dotación de capital humano general de los trabajadores son el nivel educativo del trabajador (9 variables ficticias mutuamente excluyentes que distinguen la titulación del trabajador), así como su experiencia potencial en el mercado de trabajo (definida como la edad del individuo menos los años míni-

mos necesarios para completar su nivel de estudios menos seis). El empleo de una aproximación de la experiencia laboral, en lugar del uso de la experiencia real en el mercado de trabajo, se debe a que no se dispone de información en la Encuesta de Estructura Salarial sobre esta última variable, ni de información adicional que permita imputarla. El capital humano específico se estima a través de la antigüedad del trabajador en la empresa medida en años. Este factor se incluye, al igual que la experiencia potencial, también en forma cuadrática, con el fin de controlar su posible relación no lineal con los salarios, incorporando, además, una variable ficticia que refleja una antigüedad en la empresa inferior a un año. También se añade una variable ficticia de género con la pretensión de medir el efecto del sexo del trabajador en los salarios. Dicho efecto puede atribuirse a diferencias en la capacidad productiva inobservada de hombres y mujeres o, alternativamente, a fenómenos discriminatorios, muy plausibles en función de la evidencia disponible para el mercado de trabajo español [véase De la Rica (2003)].

En la medida en que los datos conforman una única sección cruzada, no es posible controlar en el análisis la influencia de la heterogeneidad inobservada entre individuos. Esto último requeriría disponer de una estructura de datos de panel con varias observaciones en el tiempo para cada individuo. Con los datos disponibles no es posible identificar separadamente la parte de los efectos por establecimiento que es debida a la heterogeneidad individual inobservada, de la que obedece a la heterogeneidad inobservada entre los propios establecimientos. Esto es, no se pueden estimar efectos puros por establecimiento, sino únicamente efectos globales, que incluyen tanto los efectos puros como la remuneración en el establecimiento de la capacidad productiva inobservada de cada trabajador [véase Abowd *et al.* (1999)]. La evidencia existente para otros países apunta, no obstante, a que si bien el adecuado control de los efectos fijos individuales inobservables tiende a reducir la magnitud de los diferenciales salariales entre establecimientos, éstos siguen persistiendo de forma significativa [Goux y Maurin (1999), Abowd *et al.* (1999, 2001) y Bronars *et al.* (1999)]. Como están, además, muy débilmente correlacionados con los efectos fijos individuales inobservables, esto permite aproximar los efectos salariales puros por establecimiento a partir de los efectos globales.

La estimación del modelo de determinación salarial permite abordar el análisis de la influencia de los factores de demanda en los salarios de dos formas complementarias. La primera de ellas parte de una descomposición de la varianza de los salarios individuales. Esta técnica, que se detalla en el cuadro 1, se basa en la estimación de distintas especificaciones de la ecuación salarial. Con ello se puede cuantificar, a través de los cambios en el coeficiente de determinación de la ecuación, la parte de la variabilidad de los salarios individuales que es atribuible estrictamente a la influencia del establecimiento; la que corresponde a las características individuales observadas de los trabajadores y la derivada del efecto conjunto de ambos factores<sup>4</sup>. Con tal fin se realizan, de forma separada, regresio-

---

(4) Esta técnica es especialmente apropiada para el análisis de la varianza con paneles no equilibrados, como es el caso de los datos emparejados de individuos y establecimientos empleados en este trabajo, en la medida en que no se basa en supuestos restrictivos sobre la distribución de los efectos y de los errores [Groshen, 1996].

nes de los salarios individuales en los efectos fijos por establecimiento, en las características individuales y en ambos conjuntos de variables a la vez. La contribución marginal de cada conjunto de indicadores en la explicación de la variabilidad de los salarios individuales mide el efecto asociado a la influencia de dicho factor sin ambigüedad. La diferencia entre la contribución marginal de cada grupo de factores y la capacidad explicativa obtenida cuando se incluyen ambos grupos corresponde a su capacidad explicativa conjunta. En la medida en que las características individuales y los efectos fijos por establecimiento no son ortogonales (vid. infra), ambas estimaciones vienen a constituir una cota máxima y mínima, respectivamente, de la influencia de cada factor en la determinación salarial. La variabilidad residual no explicada corresponde, por último, al complementario del coeficiente de determinación de la regresión en la que se incluyen ambos conjuntos de indicadores. Una aproximación alternativa a la influencia de los factores de demanda en la determinación salarial corresponde a la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento, estimados a partir de la especificación completa de la ecuación salarial. La magnitud de dicha desviación constituye una medida de la diferenciación salarial entre establecimientos para trabajadores con las mismas características productivas observables.

Cuadro 1: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LOS SALARIOS INDIVIDUALES

Fuente de variación de los salarios individuales	Proporción de la varianza explicada
Establecimiento	$R_C^2 - R_B^2$
Características individuales	$R_C^2 - R_A^2$
Efecto conjunto del establecimiento y las características individuales	$R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$
Varianza no explicada	$1 - R_C^2$
Total	1

Nota:  $R_A^2$ ,  $R_B^2$  y  $R_C^2$  corresponden a los coeficientes de determinación de tres especificaciones diferentes de la ecuación salarial en las que se incluyen, respectivamente, los efectos fijos por establecimiento, las características individuales y ambos conjuntos de variables.

## 2. EVIDENCIA EMPÍRICA

Los resultados de la descomposición de la varianza de los salarios individuales aparecen en el cuadro 2<sup>5</sup>. La proporción de la varianza explicada cuando se consideran como variables explicativas en la especificación de la ecuación salarial

(5) Los resultados detallados de la estimación de diversas especificaciones de la ecuación salarial aparecen en el cuadro B.1 del anexo.

Cuadro 2: INFLUENCIA DE LOS FACTORES DE OFERTA Y DE DEMANDA EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL

	Proporción de la varianza de los salarios explicada				Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>
	Establecimiento ( $R_C^2 - R_B^2$ )	Características individuales ( $R_C^2 - R_A^2$ )	Interacción de establecimiento características individuales ( $R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$ )	Varianza no explicada ( $1 - R_C^2$ )	
Total	29,7	13,3	34,5	22,5	0,310
Todos los trabajadores y establecimientos					
<i>Por tipo de establecimiento</i>					
Tipo de convenio colectivo					
De empresa	30,3	17,6	28,3	23,8	0,314
Sectorial de ámbito nacional	34,0	15,7	22,5	27,8	0,316
Sectorial de ámbito inferior al nacional	27,4	12,7	37,0	22,9	0,273
Comunidad autónoma					
Andalucía	29,3	11,3	38,3	21,1	0,312
Aragón	33,0	12,6	29,9	24,5	0,285
Asturias	31,7	13,3	28,8	26,2	0,282
Baleares	29,7	12,6	28,8	28,9	0,278
Canarias	33,8	11,0	32,4	22,8	0,341
Cantabria	33,5	13,2	31,1	22,2	0,261
Castilla y León	31,0	8,1	42,0	18,9	0,289
Castilla-La Mancha	31,7	12,7	33,4	22,2	0,306
Cataluña	26,2	18,1	28,0	27,7	0,294
Comunidad Valenciana	29,0	15,5	29,1	26,4	0,272
Extremadura	33,0	10,7	39,4	16,9	0,308



Cuadro 2: INFLUENCIA DE LOS FACTORES DE OFERTA Y DE DEMANDA EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL (continuación)

	Proporción de la varianza de los salarios explicada				Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>
	Establecimiento ( $R_C^2 - R_B^2$ )	Características individuales ( $R_C^2 - R_C^2$ )	Interacción de establecimiento características individuales ( $R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$ )	Varianza no explicada ( $1 - R_C^2$ )	
Total	29,7	13,3	34,5	22,5	0,310
Todos los trabajadores y establecimientos					
Galicia	29,2	12,0	37,9	20,9	0,278
Madrid	24,2	19,7	30,6	25,5	0,339
Murcia	33,4	10,7	35,4	20,5	0,282
Navarra	27,7	17,7	27,0	27,6	0,235
País Vasco	26,5	18,5	29,4	25,6	0,255
La Rioja	26,7	16,2	32,5	24,6	0,224
Promedio no ponderado	30,0	13,7	32,7	23,6	0,285
Sector de actividad					
Promedio no ponderado <sup>b</sup>	29,7	18,6	24,9	26,9	0,286
Tamaño del establecimiento					
10-19 trabajadores	37,9	10,8	28,4	22,9	0,305
20-49 trabajadores	34,4	13,2	27,9	24,5	0,300
50-99 trabajadores	28,8	16,4	30,0	24,8	0,288
100-199 trabajadores	27,1	19,5	26,3	27,1	0,266
Más de 200 trabajadores	23,4	15,3	37,1	24,2	0,294

Nota: La explicación detallada de la descomposición de la varianza de los salarios individuales se encuentra en el cuadro 1. La proporción de la varianza explicada se expresa en términos porcentuales (total igual a 100). Las características individuales consideradas son el sexo del trabajador; el nivel educativo; la experiencia potencial en el mercado de trabajo y su cuadrado; la antigüedad en la empresa y su cuadrado, así como una variable ficticia que refleja una antigüedad en la empresa inferior a un año.

(a) Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento estimados en una especificación de la ecuación salarial que incluye tanto dichos efectos como las características individuales.

(b) Valores promedio obtenidos en análisis realizados de forma separada para cada sector de actividad (considerando como tal las divisiones de la CNAE-93). Los resultados detallados por sector de actividad aparecen en el cuadro B.3 del anexo.

tanto las características individuales observadas de los trabajadores como los efectos fijos por establecimiento está en torno al 78%. Se trata de un porcentaje elevado para tratarse de una estimación a partir de datos individuales de sección cruzada, que revela que el modelo explica de forma bastante satisfactoria el proceso de determinación salarial en el mercado de trabajo español. Los resultados de la descomposición muestran la importancia que tiene el establecimiento en la determinación salarial. La variabilidad salarial explicada se descompone en cerca de un 30% que se debe a las diferencias salariales entre establecimientos para trabajadores con similares características observadas; un 13% que corresponde a diferencias salariales relacionadas con la remuneración general de dichas características y en torno a un 35% que se explica por la interacción de ambos tipos de variables. Esto indica que la influencia de las variables de demanda en la explicación de la variabilidad de los salarios individuales es superior a la de las variables de oferta. El establecimiento alcanza a explicar, por sí solo o en conjunción con las variables de oferta, casi dos tercios de la varianza total de los salarios en el mercado de trabajo español. Esta evidencia ratifica la importancia de la demanda de trabajo en la determinación de los salarios y, en suma, que la diferenciación salarial que se da en el mercado de trabajo español se debe, en buena medida, a su influencia.

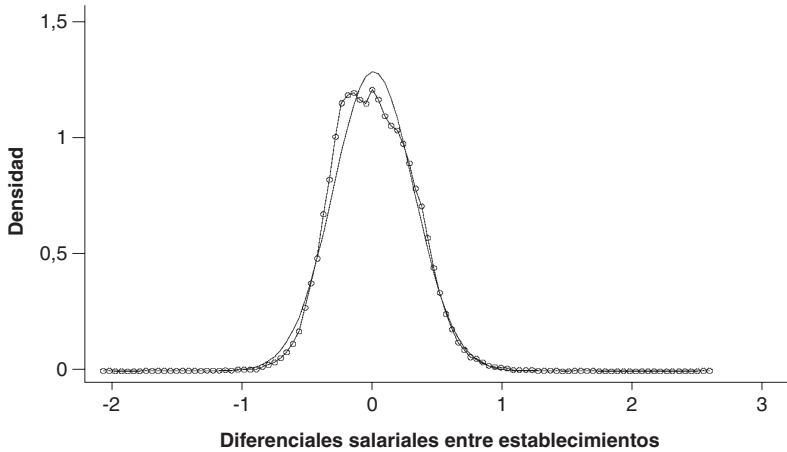
Los resultados de la descomposición salarial permanecen prácticamente iguales cuando, junto a las características de los individuos, se añaden ciertas características de los puestos de trabajo entre las variables explicativas que acompañan a los efectos fijos por establecimiento en la ecuación salarial. Estas características de los puestos de trabajo podrían influir en los salarios a través de efectos de carácter compensatorio. Su no inclusión en la especificación original de la ecuación salarial obedece a la posible endogeneidad de algunas de estas variables, muy probable en el caso de la ocupación. La incorporación al modelo de variables ficticias que aproximan el tipo de jornada (distinguiendo entre jornada a tiempo completo o parcial); el tipo de contrato (indefinido, de duración determinada o contrato de aprendizaje) y la ocupación (considerando 7 grupos ocupacionales diferentes) tampoco altera significativamente los resultados. El efecto del establecimiento en los salarios individuales, aunque se reduce, sigue siendo muy superior al que tienen las características individuales (para más detalles véase el cuadro B.2 del anexo).

El patrón empírico de la dispersión salarial entre establecimientos se ilustra en el gráfico 1 mediante una función de densidad kernel de los coeficientes estimados en la ecuación salarial para los efectos fijos por establecimiento. Dichos coeficientes resultan conjuntamente distintos de cero a los niveles convencionales de significatividad (los resultados del contraste aparecen en el cuadro B.1 del anexo). El perfil de la distribución, muy similar al de una función normal, implica una elevada dispersión salarial entre establecimientos, que se refleja en un valor de la desviación estándar de los efectos fijos estimados de 0,31<sup>6</sup> (cuadro 2). Al comparar más adelante con otros países, todo parece confirmar la fuerte dispersión relativa de los efectos fijos por establecimiento en el caso español.

---

(6) La distribución de los efectos fijos no experimenta cambios de relevancia cuando los mismos se ponderan por el número de trabajadores que cada establecimiento presenta en la muestra.

Gráfico 1: FUNCIÓN DE DENSIDAD KERNEL DE LOS DIFERENCIALES SALARIALES ENTRE ESTABLECIMIENTOS



Un resultado destacable de la descomposición de la varianza de los salarios es que una buena parte de la variabilidad salarial que se da en el mercado de trabajo español, algo más de un tercio del total, es explicada únicamente por la interacción de los efectos fijos por establecimiento y las características individuales. Esto revela la presencia de una fuerte heterogeneidad entre establecimientos en la forma en la que se remuneran las características individuales de los trabajadores, y determina, a su vez, la posibilidad de que la falta de un adecuado control de la identidad del establecimiento de pertenencia en los análisis empíricos sobre determinación salarial provoque sesgos en la estimación de los rendimientos de las características observadas de los individuos. Una forma de contrastar esta cuestión es comparando los coeficientes estimados para dichas características cuando se controla adecuadamente por la heterogeneidad entre establecimientos con los que se obtienen en especificaciones de la ecuación salarial que adolecen de un insuficiente control de los factores de demanda (los resultados de dicha comparación aparecen en el cuadro 3). En dicho análisis se considera, alternativamente, una especificación en la que se incluyen como variables explicativas únicamente las características individuales observadas (especificación I). En otras especificaciones se tienen en cuenta características de los establecimientos, tales como la región, el sector, el tamaño y el tipo de convenio (especificación II), así como variables que aproximan la composición de la mano de obra en el establecimiento (especificación III)<sup>7</sup>. Por último, se incluye una especificación del modelo en la que, junto a

(7) La inclusión de variables que aproximan la habilidad observada media de la fuerza de trabajo resulta justificada por algunos modelos de producción en equipo [véanse Kremer (1993) y Akerlof

las características individuales, se consideran los efectos fijos por establecimiento (especificación IV). Esto permite el control de la heterogeneidad entre empresas en la determinación salarial<sup>8</sup>. Conviene destacar que la educación se ha introducido como una variable continua, que mide los años de educación mínimos necesarios para alcanzar la titulación que presenta el trabajador, con el fin de estimar el rendimiento salarial obtenido por cada año de educación<sup>9</sup>.

De forma general, la capacidad explicativa del proceso de determinación salarial se reduce notablemente cuando no se controla adecuadamente el efecto de las variables de demanda. El coeficiente de determinación obtenido tras la regresión de la especificación en la que se incluyen efectos fijos por establecimiento es notablemente superior al de las especificaciones en las que se consideran, en su lugar, características de los establecimientos (0,77 por 0,55, respectivamente). El control de la heterogeneidad entre establecimientos en la determinación salarial produce una reducción de los coeficientes de las características individuales de los trabajadores, si bien en ningún caso cambia el signo de los mismos ni hace desaparecer su significatividad estadística (cuadro 3). Los rendimientos estimados para las características individuales son notablemente distintos en función de si se incluyen como variables explicativas únicamente las características individuales o si, alternativamente, se controla la heterogeneidad entre establecimientos en la determinación salarial (especificaciones I y IV de la ecuación, respectivamente). Todos los coeficientes estimados para las características individuales en ambas especificaciones son, de hecho, individualmente distintos, con una significatividad del 1%. La inclusión de los efectos fijos por establecimiento reduce el rendimiento salarial estimado para cada año de educación del 7,7% al 5,4%<sup>10</sup>; el de cada año de antigüedad en la empresa a aproximadamente la mitad (1,6% por 0,9%); y el de cada año de experiencia potencial en el mercado de trabajo del 3,4% al 2,9%, mientras que el diferencial salarial estimado por razón de género desciende del 23% al 19,6%.

La reducción experimentada por los coeficientes de las características individuales cuando se realizan estimaciones intragrupos es consecuente con la correlación positiva que existe entre las características individuales y los salarios relativos de los establecimientos. De hecho, los efectos fijos por establecimiento y las características individuales presentan una correlación positiva de 0,31. Esto indica que los trabajadores con las características más valoradas en el mercado de trabajo muestran una mayor propensión a trabajar en establecimientos que pagan elevados salarios re-

---

(1981)]. A su vez, la consideración de la feminización de la mano de obra en el establecimiento obedece al énfasis de la literatura en que la presencia relativa de mujeres en la fuerza de trabajo deprime los salarios relativos [Bayard *et al.* (2003) y Sorensen (1990)].

(8) Los resultados detallados de la estimación de la ecuación salarial bajo algunas de estas especificaciones aparecen en el cuadro B.1 del anexo.

(9) La ausencia de instrumentos adecuados en la *Encuesta de Estructura Salarial* impide el control del efecto de la endogeneidad de la educación en los resultados. Los resultados de Pons y Gonzalo (2002) apuntan, no obstante, a que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, sin controlar por la endogeneidad de la educación, conduce a una infraestimación de los retornos a la educación en el mercado de trabajo español.

(10) La diferencia porcentual se calcula como  $(e^{\beta^*} - 1) \times 100$ , donde  $\beta^*$  es el coeficiente estimado.

Cuadro 3: INFLUENCIA DEL ESTABLECIMIENTO EN LA REMUNERACIÓN DE LAS CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES

Características individuales	I		II		III		IV	
	Coef.	Error estándar	Coef.	Error estándar	Coef.	Error estándar	Coef.	Error estándar
Sexo (varón)	0,207**	0,0024	0,199**	0,0023	0,178**	0,0025	0,179**	0,0020
Educación (años)	0,074**	0,0003	0,060**	0,0003	0,053**	0,0005	0,053**	0,0003
Antigüedad en la empresa (años)	0,016**	0,0005	0,010**	0,0005	0,009**	0,0006	0,009**	0,0004
Experiencia potencial (años)	0,033**	0,0003	0,031**	0,0003	0,030**	0,0005	0,028**	0,0003
<i>Variables adicionales incluidas en la especificación</i>								
Otras características individuales <sup>a</sup>	Sí		Sí		Sí		Sí	
Características de los establecimientos	No		Sí		Sí		No	
Sector	No		Sí		Sí		No	
Comunidad autónoma	No		Sí		Sí		No	
Tamaño	No		Sí		Sí		No	
Tipo de convenio colectivo	No		Sí		Sí		No	
Número medio de años de educación	No		No		Sí		No	
Número medio de años de experiencia	No		No		Sí		No	
Número medio de años de antigüedad	No		No		Sí		No	
Proporción de mujeres	No		No		Sí		No	
Efectos fijos por establecimiento	No		No		No		Sí	
R <sup>2</sup>	0,451		0,549		0,553		0,775	

Nota: En el cuadro aparecen los coeficientes estimados para las variables indicadas bajo distintas especificaciones de la ecuación salarial, así como los errores estándar de dichos coeficientes. \*\* y \* indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

<sup>(a)</sup> Se incluye, además de las variables que aparecen en el cuadro, una variable ficticia que indica una antigüedad en la empresa inferior a un año, así como las formas cuadráticas de la experiencia potencial y de la antigüedad en la empresa.

lativos. Los trabajadores con mayores niveles de educación y experiencia potencial en el mercado de trabajo, así como los varones, tienden a integrarse en mayor medida en dichos establecimientos. En el mismo sentido, los niveles de antigüedad tienden a ser superiores en los establecimientos de elevados salarios relativos.

La inclusión en el modelo de características de los establecimientos, en lugar de los efectos fijos por establecimiento, da lugar únicamente a una cierta reducción del sesgo en los coeficientes estimados para las características individuales. La consideración en conjunto del sector, el territorio, el tamaño y el tipo de convenio reduce los coeficientes de las características individuales, aunque éstos continúan siendo estadísticamente distintos de sus valores correctos a los niveles convencionales de significatividad (con la excepción del correspondiente a los años de antigüedad). Cuando a dichas características se añaden las que aproximan la composición de la mano de obra en el establecimiento, los coeficientes estimados son, no obstante, muy similares a los obtenidos controlando adecuadamente por la heterogeneidad entre empresas –hasta el punto de que no son estadísticamente distintos de sus valores correctos a niveles de significatividad del 5%–.

En suma, se puede concluir que los rendimientos estimados para las características individuales difieren significativamente en función de si se controla adecuadamente por la influencia del establecimiento en la determinación salarial<sup>11</sup>. Esta circunstancia revela que los análisis estándar basados en datos de sección cruzada, que no controlan por la heterogeneidad entre empresas, adolecen de sesgos y tienden a sobreestimar los rendimientos salariales de características como la educación o la antigüedad. La habitual inclusión en los modelos de determinación salarial de ciertas características de los establecimientos amortigua, por su parte, los sesgos, pero no los hace desaparecer. Si bien la consideración de características adicionales que reflejan la composición de la fuerza laboral en el establecimiento aproxima los resultados a los obtenidos cuando se controla adecuadamente la heterogeneidad entre establecimientos, la evidencia obtenida revela la pertinencia del uso en los modelos de determinación salarial de efectos fijos que identifiquen los establecimientos en los que prestan sus servicios los trabajadores.

Bajo esta premisa, conviene también considerar que la dispersión de los salarios en un país depende de las características de sus instituciones laborales, de forma que aquellos países con modelos centralizados de negociación colectiva presentan, por lo general, estructuras salariales comparativamente comprimidas [véanse, por ejemplo, Blau y Kahn (1999), OCDE (1997) y Nickell y Layard (1999)]. Una de las vías por la que se produce esta compresión de la estructura salarial, según señala la literatura económica, es la que se deriva de la existencia de suelos salariales sectoriales vinculantes. Esto reduce el margen de maniobra de las empresas en la determinación de los salarios, estrechando las diferencias salariales entre empleadores [Blau y Kahn (1996), Lucifora (2001) y Freeman (1996)]. El sistema de negociación colectiva vigente en España se caracteriza por un acusado predomi-

---

(11) El sentido de los resultados no cambia cuando entre las variables explicativas se incluyen la ocupación, el tipo de contrato y el tipo de jornada. Estos resultados están disponibles por parte de los autores si se les solicita.

nio de los convenios de sector y por una elevada tasa de cobertura, que obedece, en buena medida, a la presencia de un mecanismo automático de extensión del contenido de los convenios sectoriales al conjunto de las empresas y trabajadores del ámbito funcional de los convenios [véanse Fina *et al.* (2001) y Giráldez *et al.* (2002)]. Las tarifas salariales que se establecen en la negociación sectorial son los suelos salariales realmente operativos en el mercado de trabajo español [Dolado y Felgueroso (1997)], y en la práctica constituyen un importante determinante de la estructura de salarios percibidos [Lorences y Felgueroso (1994) y Simón (2001a)]<sup>12</sup>. Según la literatura, la presencia de un sistema de negociación colectiva con estas características suele coincidir con una reducida diferenciación salarial entre establecimientos y, por extensión, con una dispersión salarial no demasiado elevada. En línea con estos resultados, Bentolila y Jimeno (2002) proponen introducir elementos que favorezcan la descentralización del sistema español de negociación colectiva, con el fin de conseguir una mayor flexibilidad de los salarios relativos en el ámbito empresarial.

Para contextualizar mejor el caso español, en el cuadro 4 se recoge información sobre las características institucionales del mercado de trabajo relacionadas con el sistema de negociación colectiva y la determinación salarial en varios países desarrollados. Igualmente, se incluyen en el mismo medidas de dispersión de los salarios individuales en ambas colas de la distribución salarial (los cocientes entre el percentil 90 y la mediana, y entre la mediana y el percentil 10), así como de la magnitud de las diferencias salariales entre establecimientos. La dispersión salarial entre establecimientos se ha estimado en los casos de Irlanda, Bélgica, Italia y Dinamarca a partir de las muestras nacionales de la Encuesta Europea de Estructura Salarial y de una especificación de la ecuación salarial muy similar a la empleada en este trabajo. Al ser una fuente de datos con una fuerte homogeneidad metodológica entre países y que cubre el mismo período temporal, el año 1995, se facilita la correcta comparación del caso español con dichos países. No obstante, hay que tener en cuenta que la composición de las muestras por tipos de establecimientos no tiene por qué coincidir en todos los casos<sup>13</sup>. Para el resto de países incluidos en este análisis comparativo no existe homogeneidad en las muestras, ni en los períodos temporales de referencia y/o en las especificaciones econométricas a partir de las que se han estimado los diferenciales salariales entre establecimientos, lo que aconseja una mayor cautela en las comparaciones.

Los países pertenecientes a la Unión Europea presentan, por lo general, sistemas de negociación colectiva relativamente centralizados. Éstos se caracterizan, si bien con algunas excepciones, por la presencia de una notable coordinación entre unidades de negociación; niveles predominantes de negociación por sector o a

(12) Las tarifas salariales establecidas en los convenios sectoriales son fuertemente vinculantes, en especial para los trabajadores poco cualificados [Dolado *et al.* (1997)]. Esta circunstancia es confirmada por la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo*, elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, según la cual más del 50% de los asalariados del sector privado declara estar cobrando el salario estipulado en su convenio colectivo.

(13) A título de ejemplo, la muestra correspondiente a Irlanda de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial* presenta una menor cobertura sectorial que el resto de países, en la medida en que no cubre los sectores pertenecientes a las secciones F, I y K de la CNAE-93.

**Cuadro 4: DISPERSIÓN SALARIAL ENTRE ESTABLECIMIENTOS, DISPERSIÓN DE LOS SALARIOS INDIVIDUALES Y CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONALES DEL MERCADO DE TRABAJO**

País	Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>	Dispersión de los salarios individuales <sup>b</sup>		Coordinación de la negociación colectiva <sup>c</sup>	Nivel predominante de la negociación colectiva <sup>d</sup>	Extensión del contenido de los convenios colectivos <sup>e</sup>	Tasa de cobertura de la negociación colectiva <sup>d</sup> (%)	Mecanismo de regulación de los bajos salarios <sup>f</sup>
		D5/D1	D9/D5					
España	0,31	1,97/1,72	2,23/2,04	1,5	Sector	Elevada	83	Salario mínimo
Estados Unidos	0,25	2,09	2,1	1	Empresa	Inexistente	16	Salario mínimo
Irlanda	0,25	2,13/1,76	2,17/2,13	1	Nacional	Inexistente	66	Salario mínimo
Bélgica	0,18	1,56/1,41	1,65/1,71	2	Nacional	Elevada	96	Salario mínimo
Italia	0,19	1,50/1,39	1,65/1,75	2	Sector	Elevada	90	Convenios colectivos
Alemania	0,16	1,44	1,61	2,5	Sector	Moderada	79	Convenios colectivos
Francia	0,17	1,66/1,45	2,00/2,14	2	Empresa	Elevada	95	Salario mínimo
Dinamarca	0,19	1,59/1,48	1,47/1,72	3	Nacional/sector	Inexistente	69	Convenios colectivos

(a) Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento estimados a partir de una ecuación salarial que incluye como variables de control características individuales. Los valores de Irlanda, Dinamarca, Italia y Bélgica proceden de Simón y Russell (2004) y han sido obtenidos a partir de las muestras nacionales de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial*, que en todos los casos cubren el año 1995. Los valores de Alemania, Francia y Estados Unidos proceden de Stephan (2002) y Abowd *et al.* (2001) y han sido obtenidos a partir de bases de datos nacionales que cubren los años 1995, 1992 y 1990, respectivamente. Los resultados para Francia y Estados Unidos corresponden al sector de las manufacturas.

(b) 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)]; los de Alemania en los salarios mensuales y proceden del *German Socio-Economic Panel* [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)]. En todos los casos la información corresponde al año 1995, con la excepción de la correspondiente a Alemania, para 1993.

(c) 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.

(d) EIRO (2002) y Traxler *et al.* (2001).

(e) Comisión Europea (2000).

(f) Eurostat (2003).



nivel nacional, y elevadas tasas de cobertura de la negociación. Conforme a las predicciones de la literatura, estos países también suelen presentar una reducida dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos, así como estructuras salariales comparativamente comprimidas<sup>14</sup>. Desde una perspectiva comparada todo parece indicar que las diferencias salariales entre establecimientos en el mercado de trabajo español son notablemente elevadas. De los países considerados en el análisis España es, de hecho, el que presenta una mayor dispersión salarial entre establecimientos, así como una estructura salarial con un grado de dispersión únicamente superado por Estados Unidos e Irlanda. Así pues, aun cuando el modelo de negociación colectiva vigente en España es en gran medida similar al de algunos de los países considerados, la dispersión salarial entre establecimientos, y por extensión el grado de dispersión de los salarios individuales, es elevada. El caso español se parece más al de países con una negociación colectiva descentralizada, como Estados Unidos, que al de otros países institucionalmente más próximos. Este resultado indica que, al contrario de lo que ocurre en otros países europeos, la negociación colectiva sectorial en España no tiene un efecto tan restrictivo de la diferenciación salarial entre empresas. Una parte de la explicación puede estar en el bajo nivel del Salario Mínimo Interprofesional español, que se sitúa entre los salarios mínimos más reducidos de los países desarrollados [OCDE (1998) y Eurostat (1999)]. También puede influir la circunstancia de que la negociación sectorial en España incluye una vertiente territorial, que por lo general no se da en otros países europeos<sup>15</sup>, lo que favorece la diferenciación salarial entre territorios y muy posiblemente una mayor dispersión global de los salarios. No obstante, resulta muy plausible que esté también relacionada con el hecho de que las tarifas salariales pactadas en la negociación sectorial, que presentan una notable vinculación con los salarios percibidos, se caracterizan, a su vez, por una acusada variabilidad entre convenios para los mismos tipos de trabajadores [Lorences *et al.* (1995) y Simón (2001b)]. Esta diferenciación salarial entre convenios resulta favorecida, a su vez, por la fuerte fragmentación de la negociación colectiva sectorial que se da en España, donde los convenios de ámbito superior a la empresa exceden sobradamente el millar.

Para profundizar en el efecto de la negociación colectiva en la diferenciación salarial entre establecimientos en el mercado de trabajo español, el análisis de la influencia relativa de las variables de demanda en la determinación salarial se desgrega ahora para distintos tipos de establecimientos. La Encuesta de Estructura Salarial incluye información sobre ciertas características de los establecimientos,

---

(14) Irlanda constituye una excepción en relación con este patrón, lo que muy posiblemente se explica por ciertos rasgos diferenciales del modelo de negociación colectiva de este país, entre los que destacan la baja coordinación entre unidades de negociación; la cobertura incompleta de los asalariados por parte la negociación colectiva, y la ausencia de sueldos salariales alternativos a los provistos por la negociación colectiva (la introducción del salario mínimo nacional se produjo en el año 2000).

(15) España constituye uno de los pocos países de la Unión Europea en los que la negociación colectiva sectorial presenta convenios sectoriales que afectan a provincias o regiones. En el resto de países europeos donde la negociación colectiva sectorial es la predominante los convenios sectoriales son sistemáticamente nacionales [EIRO (2000)].

como el tipo de convenio, el sector y el territorio, que están muy relacionadas en la práctica con la influencia de la negociación colectiva sectorial en la determinación salarial en España. Así, mientras que el tipo de convenio refleja el efecto de la estructura por niveles de la negociación sobre los salarios, las diferencias salariales entre sectores y entre territorios constituyen destacadas vías de influencia de la estructura de tarifas pactadas en la negociación colectiva sectorial sobre la estructura de salarios percibidos [Simón (2001a)].

Aunque con una cierta variabilidad, en prácticamente todos los sectores, territorios y tamaños de establecimientos considerados la dispersión de los efectos fijos por establecimiento es muy elevada (cuadro 2). Esto indica que la dispersión salarial entre establecimientos en el mercado de trabajo español no se logra explicar enteramente con el control de características observadas de los establecimientos como el sector, territorio o tamaño. Cuando se distingue por tipo de convenio se observa, sin embargo, alguna diferencia destacable. La dispersión salarial entre establecimientos es notablemente inferior en el caso de los establecimientos cubiertos por un convenio sectorial con un ámbito territorial inferior al nacional que en el de los cubiertos por otro tipo de convenio, ya sea de empresa o de sector nacional (la desviación estándar de los diferenciales salariales por establecimiento estimados es de 0,273 en el primer caso, por 0,314 y 0,316, respectivamente, en el resto). Este resultado confirma que, efectivamente, la negociación colectiva ejerce una cierta influencia sobre la diferenciación salarial entre establecimientos a través de su estructura por niveles<sup>16</sup>, aun cuando el conjunto de la evidencia apunta a que la negociación colectiva de carácter predominantemente sectorial tiene un efecto restrictivo muy reducido sobre la dispersión salarial.

### 3. CONCLUSIONES

Este trabajo aborda el análisis empírico de la determinación de los salarios en el mercado laboral español integrando adecuadamente tanto los factores de oferta como de demanda de trabajo. La correcta consideración de ambos lados del mercado constituye una novedad en el análisis de la determinación salarial en España, que se ha basado exclusivamente en la consideración de los factores de oferta vinculados a la teoría del capital humano o, a lo sumo, de ciertas características de los puestos de trabajo y de los empleadores. A partir de información emparejada de individuos y empresas procedente de la Encuesta de Estructura Salarial se ha especificado un modelo de determinación de los salarios en función tanto de las características de los asalariados como de la identidad de los establecimientos en los que prestan sus servicios. La evidencia obtenida muestra que buena parte de la elevada desigualdad salarial que se da en el mercado de trabajo español está relacionada con la influencia de los factores de demanda. Esto confirma la necesidad de integrar adecuadamente estos factores en el análisis de la determinación de

---

(16) En el mismo sentido, cabe destacar que las variables ficticias asociadas al tipo de convenio presentan coeficientes estadísticamente significativos en las ecuaciones salariales (cuadro B.1 del anexo).

los salarios, una cuestión hasta ahora no contemplada en los estudios sobre el mercado de trabajo español.

El establecimiento de pertenencia se muestra como un factor muy relevante en la determinación de los salarios en España, de modo que existen diferencias salariales muy notables entre establecimientos para trabajadores con características productivas observadas similares. Aunque la evidencia obtenida para el mercado de trabajo español se encuentra en gran medida en la línea de la observada para otros países desarrollados, todo apunta a que la influencia del establecimiento en la determinación de los salarios en nuestro mercado de trabajo es especialmente alta. Existe una elevada dispersión salarial entre establecimientos, más propia de países con modelos descentralizados de negociación que de países institucionalmente más próximos a España. Se trata de un resultado inesperado, en la medida en que en los países con sistemas de negociación colectiva predominantemente sectoriales la literatura económica señala que la desigualdad salarial entre establecimientos suele resultar restringida. La elevada diferenciación salarial entre establecimientos en el caso español confirma que, a pesar de que existe un sistema de negociación colectiva en muchos aspectos similar al de otros países europeos, la flexibilidad en la determinación de los salarios por parte de los empleadores es amplia. Asimismo, apunta a que un correcto análisis de los efectos de la negociación colectiva en la estructura salarial no se puede restringir a ciertas características como el nivel de centralización o la estructura por niveles de negociación. Por el contrario, debe abarcar otros aspectos del sistema de negociación colectiva, como pueden ser la delimitación de los ámbitos sectoriales de negociación, así como la articulación entre los diferentes niveles de negociación.

Finalmente, los resultados obtenidos no dejan duda de que los asalariados españoles se distribuyen entre establecimientos que remuneran de forma distinta sus características individuales. Esta circunstancia provoca que los análisis sobre determinación salarial que no controlan la identidad de los empleadores adolezcan de una menor capacidad explicativa de la variabilidad de los salarios individuales, así como de importantes sesgos en los coeficientes estimados para las características individuales de los trabajadores, tales como las que aproximan su capital humano.

## ANEXO

### *A. La Encuesta de Estructura Salarial*

La Encuesta de Estructura Salarial fue elaborada para 1995 por el Instituto Nacional de Estadística. Su diseño corresponde a un amplio muestreo, en dos etapas, de cerca de 180.000 trabajadores, a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social. Esto asegura su representatividad dentro de su ámbito de cobertura. En la primera etapa del muestreo los establecimientos, previamente estratificados por región y tamaño, se seleccionan aleatoriamente del Registro de la Seguridad Social. En la segunda etapa los trabajadores son aleatoriamente extraídos dentro de cada establecimiento. Esta encuesta abarca a los trabajadores por cuenta ajena, que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores, en todo el territorio nacional, y cubre un amplio abanico de sectores productivos: industria, construcción, comercio, hostelería, transportes y comuni-

caciones, intermediación financiera, actividades inmobiliarias y de alquiler, y servicios empresariales. Quedan fuera tan sólo el sector primario y parte de los servicios. La elaboración de la Encuesta de Estructura Salarial se enmarca en la Encuesta Europea de Estructura Salarial, una acción estadística a partir de la cual buena parte de los países de la Unión Europea procedieron a la elaboración con una metodología similar de encuestas nacionales sobre la estructura salarial para mediados de los noventa. Está prevista una nueva encuesta que cubra el año 2002.

A causa del secreto estadístico, y en función de las variables sobre las que se quiere obtener información, el Instituto Nacional de Estadística elimina aquellos establecimientos correspondientes a celdas con pocas observaciones en las muestras de la Encuesta de Estructura Salarial que facilita. Esto da lugar a que la muestra de partida haya sido de 162.459 trabajadores. Por la forma de cálculo del concepto salarial (vid. infra), se han eliminado aquellos trabajadores afectados por incapacidad laboral transitoria o con una baja por maternidad durante el mes de octubre, además de aquellos cuyo salario por hora era inferior a 150 pesetas o superior a 50.000. Asimismo, con el fin de poder estimar los efectos fijos por establecimiento en la ecuación salarial, el análisis se ha restringido a las observaciones pertenecientes a establecimientos con al menos dos observaciones. Estos filtros determinan que el tamaño muestral utilizado sea de 157.329 observaciones, distribuidas en 16.567 establecimientos.

El concepto salarial utilizado en este trabajo es el logaritmo natural del salario bruto por hora de trabajo, y en su cálculo no se han incluido pagos extraordinarios (tales como las horas extraordinarias, o los pluses asociados a características de los puestos de trabajo, como los complementos por turno), con el fin de trabajar con diferencias en los salarios por hora normales. La información de carácter anual sobre los componentes salariales en la Encuesta de Estructura Salarial no permite diferenciar adecuadamente entre pagos ordinarios y extraordinarios, lo que hace aconsejable utilizar la información salarial de carácter mensual, correspondiente al mes de octubre. El salario por hora se ha calculado a partir de la información de los componentes salariales del mes de octubre de 1995 como  $12 * [(\text{salario base octubre} + \text{complementos salariales octubre} - \text{complementos salariales por turno}) + ((\text{pagos extraordinarios anuales} / 12) / (\text{días pagados al año} / 365))] / \text{jornada anual pactada}$ .

Cuadro A.1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS. ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL. 1995

	Media	Desviación típica
Salario por hora (pesetas)	1.536,7	1.110,9
Logaritmo del salario por hora	7,2	0,5
<i>Características individuales</i>		
Mujer	0,233	0,423
Edad	38,5	10,9
Sin estudios	0,023	0,151
Educación primaria	0,308	0,462
EGB	0,311	0,463
Bachillerato	0,118	0,323
FPI	0,050	0,218
FPII	0,079	0,269
Diplomados	0,051	0,221
Licenciados	0,059	0,235
Postgrado	0,001	0,029
Años de educación	8,7	3,8
Peones <sup>a</sup>	0,124	0,329
Trabajadores de producción cualificados	0,524	0,499
Trabajadores de administración	0,154	0,361
Técnicos	0,106	0,308
Titulados medios	0,021	0,143
Titulados superiores	0,031	0,172
Gerentes	0,041	0,199
Experiencia potencial	22,9	12,3
Antigüedad	10,7	10,1
Antigüedad inferior a un año	0,285	0,452
Contrato indefinido	0,737	0,440
Jornada a tiempo completo	0,963	0,188
<i>Características de los establecimientos</i>		
Tamaño 10-19	0,185	0,388
Tamaño 20-49	0,231	0,421
Tamaño 50-99	0,161	0,367
Tamaño 100-199	0,102	0,303
Tamaño +200	0,322	0,467
Andalucía	0,089	0,285
Aragón	0,051	0,221

Asturias	0,036	0,186
Baleares	0,031	0,173
Canarias	0,048	0,213
Cantabria	0,023	0,219
Castilla y León	0,048	0,213
Castilla-La Mancha	0,062	0,240
Cataluña	0,144	0,351
Comunidad Valenciana	0,087	0,282
Extremadura	0,022	0,147
Galicia	0,061	0,240
Madrid	0,126	0,331
Murcia	0,037	0,188
Navarra	0,035	0,185
País Vasco	0,072	0,258
La Rioja	0,021	0,142
Extracción y aglomeración de carbón	0,003	0,053
Extracción de minerales metálicos	0,001	0,033
Extr. de minerales no metálicos ni energéticos	0,011	0,250
Industria de productos alimenticios y bebidas	0,072	0,258
Industria del tabaco	0,001	0,035
Industria textil	0,017	0,129
Industria de confección y peletería	0,024	0,221
Industria del cuero y del calzado	0,019	0,136
Industria de la madera y corcho	0,025	0,224
Industria del papel	0,015	0,121
Industria de artes gráficas	0,026	0,158
Coquerías y refino de petróleo	0,004	0,065
Industria química	0,047	0,211
Fabricac. de prod. de caucho y materias plásticas	0,027	0,161
Fabric. de otros productos minerales no metál.	0,050	0,217
Metalurgia	0,014	0,119
Fabricación de prod. metálicos, excepto maquin.	0,039	0,251
Fabricación de maquin. y material no eléctrico	0,037	0,188
Fabricación de maquinaria y material eléctrico	0,027	0,163
Fabricación de material electrónico	0,004	0,063
Fabricac. de instrum. méd., de precisión y reloj.	0,006	0,076
Fabricación de automóviles y remolques	0,031	0,172
Fabricación de otro material de transporte	0,011	0,103
Fabric. de muebles y otras industrias manuf.	0,035	0,184
Producción y distrib. de en. eléctrica, gas y agua	0,017	0,130

Captación, depuración y distribución de agua	0,012	0,110
Construcción	0,077	0,267
Venta y repar. de vehíc. y venta de combustible	0,011	0,102
Comercio al por mayor e interm. del comercio	0,041	0,199
Comercio al por menor y repar. domésticas	0,046	0,210
Hostelería	0,060	0,238
Transporte terrestre y por tubería	0,036	0,185
Transporte aéreo y espacial	0,002	0,039
Activ. anexas a los transp. y agencias de viajes	0,013	0,114
Correos y telecomunicaciones	0,010	0,100
Intermediación financiera, excepto seguros	0,058	0,233
Seguros y planes de pensiones	0,020	0,141
Actividades aux. a la intermediación financiera	0,001	0,038
Inmobiliarias	0,002	0,046
Alquiler de bienes muebles	0,002	0,040
Actividades informáticas	0,002	0,046
Otras actividades empresariales	0,047	0,212
Convenio de empresa	0,257	0,436
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,396	0,489
Convenio sectorial de ámbito inferior al nacional	0,347	0,475
Proporción de mujeres	0,233	0,250
Número medio de años de educación	8,7	2,5
Número medio de años de experiencia potencial	22,9	7,2
Número medio de años de antigüedad	10,6	7,1
Número de observaciones	157.329	
Número de establecimientos	16.567	

<sup>(a)</sup> 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 (E), titulados superiores (D), gerentes (A-B-C).

B. Otros resultados

Cuadro B.1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SALARIAL BAJO DIVERSAS ESPECIFICACIONES.  
ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL. 1995

Variables explicativas	I (Características individuales)		II (Características individuales y efectos fijos por establecimiento)		III (Características individuales y características de los establecimientos)	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
<i>Sexo</i>						
Mujer	Categoría base	-	Categoría base	-	Categoría base	-
Varón	0,207 **	0,002	0,177 **	0,002	0,175 **	0,002
Experiencia potencial	0,035 **	0,000	0,029 **	0,000	0,031 **	0,000
Experiencia*Experiencia (x100)	0,000 **	0,000	-0,000 **	0,000	-0,000 **	0,000
Antigüedad	0,015 **	0,000	0,009 **	0,000	0,009 **	0,001
Antigüedad*Antigüedad	0,000 **	0,000	0,000 **	0,000	0,000 *	0,000
Antigüedad inferior a un año	-0,107 **	0,004	-0,093 **	0,003	-0,099 **	0,005
<i>Nivel educativo</i>						
Sin estudios	Categoría base	-	Categoría base	-	Categoría base	-
Educación primaria	0,070 **	0,006	0,035 **	0,006	-0,009	0,011
EGB	0,160 **	0,007	0,144 **	0,006	0,033 **	0,011
Bachillerato	0,510 **	0,007	0,334 **	0,007	0,254 **	0,012
FPI	0,376 **	0,008	0,248 **	0,007	0,156 **	0,012
FPII	0,507 **	0,007	0,317 **	0,007	0,245 **	0,011
Diplomados	0,779 **	0,008	0,561 **	0,008	0,495 **	0,012
Licenciados	1,082 **	0,009	0,772 **	0,008	0,729 **	0,012
Postgrado	1,229 **	0,042	0,907 **	0,038	0,840 **	0,042



Cuadro B.1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SALARIAL BAJO DIVERSAS ESPECIFICACIONES.  
ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL. 1995 (continuación)

Variables explicativas	I (Características individuales)		II (Características individuales y efectos fijos por establecimiento)		III (Características individuales y características de los establecimientos)	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
<i>Rama de actividad</i>						
Extracción y aglomeración de carbón	-	-	-	-	0,015	0,010
Extracción de minerales metálicos	-	-	-	-	-0,121 **	0,014
Extr. de minerales no metálicos ni energéticos	-	-	-	-	-0,118 **	0,010
Industria de productos alimenticios y bebidas	-	-	-	-	0,110 **	0,010
Industria del tabaco	-	-	-	-	-0,084 **	0,012
Industria textil	-	-	-	-	0,101 **	0,011
Industria de confección y peletería	-	-	-	-	0,112 **	0,010
Industria del cuero y del calzado	-	-	-	-	0,015	0,012
Industria de la madera y corcho	-	-	-	-	0,022	0,024
Industria del papel	-	-	-	-	0,350 **	0,049
Industria de artes gráficas	-	-	-	-	-0,127	0,072
Coquerías y refino de petróleo	-	-	-	-	0,051	0,032
Industria química	-	-	-	-	0,025	0,012
Fabricac. de prod. de caucho y materias plásticas	-	-	-	-	0,178 **	0,064
Fabric. de otros productos minerales no metál.	-	-	-	-	-0,123 **	0,019
Metalurgia	-	-	-	-	-0,032	0,024
Fabricación de prod. Metálicos, excepto maquin.	-	-	-	-	-0,034 *	0,016
Fabricación de maquin. y material no eléctrico	-	-	-	-	-0,060 **	0,019

Cuadro B.1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SALARIAL BAJO DIVERSAS ESPECIFICACIONES.  
ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL. 1995 (continuación)

Variables explicativas	I (Características individuales)		II (Características individuales y efectos fijos por establecimiento)		III (Características individuales y características de los establecimientos)	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Fabricación de maquinaria y material eléctrico	-	-	-	-	-0,008	0,016
Fabricación de material electrónico	-	-	-	-	0,030	0,018
Fabricac. de instrum. mé., de precisión y reloj.	-	-	-	-	0,258 **	0,034
Fabricación de automóviles y remolques	-	-	-	-	0,131 **	0,014
Fabricación de otro material de transporte	-	-	-	-	-0,003	0,013
Fabric. de muebles y otras industrias manuf.	-	-	-	-	0,034 **	0,012
Producción y distrib. de en. eléctrica, gas y agua	-	-	-	-	0,026	0,018
Captación, depuración y distribución de agua	-	-	-	-	0,002	0,006
Construcción	-	-	-	-	Categoría base	-
Venta y repar. de vehíc. y venta de combustible	-	-	-	-	0,009	0,017
Comercio al por mayor e interm. del comercio	-	-	-	-	-0,012	0,014
Comercio al por menor y repar. domésticas	-	-	-	-	-0,023	0,015
Hostelería	-	-	-	-	-0,027 *	0,012
Transporte terrestre y por tubería	-	-	-	-	-0,005	0,013
Transporte aéreo y espacial	-	-	-	-	0,023	0,122
Activ. anexas a los transp. y agencias de viajes	-	-	-	-	0,065 **	0,023
Correos y telecomunicaciones	-	-	-	-	0,088 **	0,023
Intermediación financiera, excepto seguros	-	-	-	-	0,289 **	0,015
Seguros y planes de pensiones	-	-	-	-	0,116 **	0,017
Actividades aux. a la intermediación financiera	-	-	-	-	0,345 **	0,052
Inmobiliarias	-	-	-	-	0,087 *	0,035
Alquiler de bienes muebles	-	-	-	-	-0,087	0,048
Actividades informáticas	-	-	-	-	-0,012	0,053
Otras actividades empresariales	-	-	-	-	-0,098 **	0,015

Cuadro B.1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SALARIAL BAJO DIVERSAS ESPECIFICACIONES.  
ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL, 1995 (continuación)

Variables explicativas	I (Características individuales)		II (Características individuales y efectos fijos por establecimiento)		III (Características individuales y características de los establecimientos)	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
<i>Tamaño del establecimiento</i>						
10-19	-	-	-	-	Categoría base	-
20-49	-	-	-	-	0,048 **	0,005
50-99	-	-	-	-	0,098 **	0,006
100-199	-	-	-	-	0,143 **	0,009
200 ó más	-	-	-	-	0,141 **	0,007
<i>Comunidad autónoma</i>						
Andalucía	-	-	-	-	Categoría base	-
Aragón	-	-	-	-	0,016	0,011
Asturias	-	-	-	-	-0,027 *	0,013
Baleares	-	-	-	-	0,033 **	0,012
Canarias	-	-	-	-	-0,062 **	0,013
Cantabria	-	-	-	-	-0,019	0,010
Castilla y León	-	-	-	-	-0,014	0,011
Castilla-La Mancha	-	-	-	-	-0,025 *	0,010
Cataluña	-	-	-	-	0,123 **	0,009
Comunidad Valenciana	-	-	-	-	0,015	0,010
Extremadura	-	-	-	-	-0,121 **	0,014
Galicia	-	-	-	-	-0,118 **	0,010
Madrid	-	-	-	-	0,110 **	0,010
Murcia	-	-	-	-	-0,084 **	0,012
Navarra	-	-	-	-	0,101 **	0,011
País Vasco	-	-	-	-	0,112 **	0,010
La Rioja	-	-	-	-	0,015	0,012

Cuadro B. I: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SALARIAL BAJO DIVERSAS ESPECIFICACIONES.  
ENCUESTA DE ESTRUCTURA SALARIAL. 1995 (continuación)

Variables explicativas	I (Características individuales)		II (Características individuales y efectos fijos por establecimiento)		III (Características individuales y características de los establecimientos)	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
<i>Tipo de convenio</i>						
Convenio de empresa	-	-	-	-	0,077 **	0,007
Convenio sectorial de ámbito nacional	-	-	-	-	-0,028 **	0,006
Convenio sectorial de ámbito inferior al nacional	-	-	-	-	Categoría base	-
<i>Composición de la fuerza laboral</i>						
Proporción de mujeres	-	-	-	-	-0,078 **	0,012
Número medio de años de educación	-	-	-	-	0,030 **	0,001
Número medio de años de experiencia potencial	-	-	-	-	0,006 **	0,001
Número medio de años de antigüedad	-	-	-	-	-0,002 **	0,001
Número de observaciones	157.329		157.329		157.329	
Contraste F conjunto variables explicativas (Prob>F)	9,284,5 (0,000)		5.958,9 (0,000)		651,1 (0,000)	
Contraste F conjunto efectos por establecimiento (Prob>F)	-		11,2 (0,000)		-	
R <sup>2</sup>	0,478		0,775		0,574	

Nota: Los errores estándar son robustos mediante la corrección de White (1980). En la especificación III los errores estándar son robustos, además, ante la presencia de correlación entre los errores de los individuos pertenecientes al mismo establecimiento. \*\* y \* indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

**Cuadro B.2: INFLUENCIA DEL ESTABLECIMIENTO EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL. TOTAL DE TRABAJADORES Y ESTABLECIMIENTOS Y ANÁLISIS DESAGREGADO POR TIPO DE ESTABLECIMIENTO**

	Proporción de la varianza de los salarios explicada				Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>
	Establecimiento ( $R_C^2 - R_B^2$ )	Características individuales ( $R_C^2 - R_A^2$ )	Interacción de establecimiento características individuales ( $R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$ )	Varianza no explicada ( $1 - R_C^2$ )	
Total	27,4	17,4	36,8	18,4	0,302
Todos los trabajadores y establecimientos					
<i>Por tipo de establecimiento</i>					
Tipo de convenio colectivo					
De empresa	28,4	21,9	30,2	19,5	0,308
Sectorial de ámbito nacional	23,0	25,4	33,5	18,1	0,298
Sectorial de ámbito inferior al nacional	32,4	12,0	32,0	23,6	0,268
Comunidad autónoma <sup>c</sup>					
Andalucía	27,3	14,6	40,3	17,8	0,303
Aragón	31,6	16,8	31,3	20,3	0,279
Asturias	29,6	18,1	30,9	21,4	0,278
Baleares	26,4	16,8	32,1	24,7	0,268
Canarias	31,5	13,9	34,7	19,9	0,333
Cantabria	29,1	18,4	35,5	17,0	0,249
Castilla y León	29,4	10,9	43,6	16,1	0,285
Castilla-La Mancha	30,1	16,5	35,0	18,4	0,299
Cataluña	24,8	23,0	29,4	22,8	0,284

**Cuadro B.2: INFLUENCIA DEL ESTABLECIMIENTO EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL. TOTAL DE TRABAJADORES Y ESTABLECIMIENTOS Y ANÁLISIS DESAGREGADO POR TIPO DE ESTABLECIMIENTO (continuación)**

	Proporción de la varianza de los salarios explicada					Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>
	Establecimiento ( $R_C^2 - R_B^2$ )	Características individuales ( $R_C^2 - R_A^2$ )	Interacción de establecimiento características individuales ( $R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$ )	Varianza no explicada ( $1 - R_C^2$ )	Total	
Comunidad Valenciana	27,7	20,2	30,4	21,7	100	0,265
Extremadura	31,8	13,9	40,6	13,7	100	0,311
Galicia	27,2	16,3	39,9	16,6	100	0,268
Madrid	21,7	25,0	33,1	20,2	100	0,323
Murcia	30,6	14,3	38,2	16,9	100	0,276
Navarra	24,6	25,4	30,1	19,9	100	0,223
País Vasco	24,3	24,2	31,6	19,9	100	0,245
La Rioja	24,4	23,9	34,8	16,9	100	0,215
Promedio no ponderado	27,8	18,3	34,9	19,0	100	0,277
Tamaño del establecimiento						
10-19 trabajadores	35,0	14,4	31,3	19,3	100	0,298
20-49 trabajadores	31,8	17,8	30,5	19,9	100	0,292
50-99 trabajadores	26,2	21,3	32,6	19,9	100	0,278
100-199 trabajadores	26,0	23,7	27,4	22,9	100	0,262
Más de 200 trabajadores	20,2	19,8	40,3	19,7	100	0,277

Nota: La explicación detallada de la descomposición de la varianza de los salarios individuales se encuentra en el cuadro 1. Las características individuales y de los puestos de trabajo consideradas son la educación; la experiencia potencial en el mercado de trabajo y su cuadrado; la antigüedad en la empresa y su cuadrado; el sexo del trabajador; la ocupación; el tipo de contrato y el tipo de jornada.

<sup>(a)</sup> Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento estimados en la ecuación salarial que incluye dichos efectos fijos, así como características individuales y de los puestos de trabajo.

**Cuadro B.3: INFLUENCIA DEL ESTABLECIMIENTO EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL. ANÁLISIS DESAGREGADO POR SECTOR DE ACTIVIDAD**

Sector de actividad	Proporción de la varianza de los salarios explicada				Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>
	Establecimiento ( $R_C^2 - R_B^2$ )	Características individuales ( $R_C^2 - R_A^2$ )	Interacción de establecimiento características individuales ( $R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$ )	Varianza no explicada ( $1 - R_C^2$ )	
Extracción y aglomeración de carbón	34,0	15,7	22,5	27,8	0,382
Extracción de minerales metálicos	37,6	10,8	14,3	37,3	0,201
Extr. de minerales no metálicos ni energéticos	25,1	29,7	24,0	21,2	0,287
Industria de productos alimenticios y bebidas	41,7	13,4	17,2	27,7	0,304
Industria del tabaco	31,2	16,3	30,0	22,5	0,480
Industria textil	30,6	19,7	34,7	15,0	0,250
Industria de confección y peletería	28,8	19,5	19,9	31,8	0,241
Industria del cuero y del calzado	33,7	13,9	25,7	26,7	0,228
Industria de la madera y corcho	39,6	13,9	20,4	26,1	0,238
Industria del papel	37,9	15,2	15,0	31,9	0,240
Industria de artes gráficas	21,3	27,0	17,0	34,7	0,305
Coquerías y refino de petróleo	31,7	16,9	23,2	28,2	0,266
Industria química	21,1	32,1	23,2	23,6	0,312
Fabricac. de prod. de caucho y materias plásticas	25,2	26,0	20,9	27,9	0,240
Fabric. de otros productos minerales no metal.	24,9	21,0	25,0	29,1	0,283
Metalurgia	35,6	16,3	23,0	25,1	0,233
Fabricación de prod. metálicos, excepto maquin.	27,9	23,2	15,8	33,1	0,244
Fabricación de maquin. y material no eléctrico	31,3	16,9	23,5	28,3	0,293
Fabricación de maquinaria y material eléctrico	35,3	19,0	19,8	25,9	0,276
Fabricación de material electrónico	28,5	19,7	27,3	24,5	0,256

**Cuadro B.3: INFLUENCIA DEL ESTABLECIMIENTO EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL. ANÁLISIS DESAGREGADO POR SECTOR DE ACTIVIDAD (continuación)**

Sector de actividad	Proporción de la varianza de los salarios explicada				Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento <sup>a</sup>
	Establecimiento ( $R_C^2 - R_B^2$ )	Características individuales ( $R_C^2 - R_A^2$ )	Interacción de establecimiento características individuales ( $R_A^2 + R_B^2 - R_C^2$ )	Varianza no explicada ( $1 - R_C^2$ )	
				Total	
Fabricac. de instrum. méd., de precisión y reloj.	16,9	25,2	34,7	23,2	0,269
Fabricación de automóviles y remolques	26,8	24,2	19,9	29,1	0,275
Fabricación de otro material de transporte	31,4	17,7	23,4	27,5	0,315
Fabric. de muebles y otras industrias manuf.	31,1	10,9	35,8	22,2	0,254
Producción y distrib. de en. eléctrica, gas y agua	36,7	12,4	27,6	23,3	0,312
Captación, depuración y distribución de agua	40,0	19,3	21,1	19,6	0,274
Construcción	27,3	23,5	27,5	21,7	0,282
Venta y repar. de vehíc. y venta de combustible	32,2	15,9	26,2	25,7	0,260
Comercio al por mayor e interm. del comercio	36,1	18,1	12,8	33,0	0,320
Comercio al por menor y repar. domésticas	28,6	14,5	32,4	24,5	0,271
Hostelería	25,9	18,1	24,2	31,8	0,242
Transporte terrestre y por tubería	34,5	14,6	13,3	37,6	0,287
Transporte aéreo y espacial	42,5	12,3	17,8	27,4	0,454
Activ. anexas a los transp. y agencias de viajes	33,5	24,8	13,8	27,9	0,312
Correos y telecomunicaciones	27,8	17,8	29,2	25,2	0,374
Intermediación financiera, excepto seguros	9,3	8,5	70,4	11,8	0,259
Seguros y planes de pensiones	31,5	23,0	4,4	41,1	0,205
Actividades aux. a la intermediación financiera	17,1	34,6	10,3	38,0	0,280
Inmobiliarias	18,9	42,6	8,4	30,1	0,299
Alquiler de bienes muebles	30,0	12,4	25,5	32,1	0,287
Actividades informáticas	24,9	10,8	44,4	19,9	0,292
Otras actividades empresariales	15,7	25,4	32,0	26,9	0,330

Nota: Una explicación detallada de la descomposición de la varianza de los salarios individuales puede encontrarse en el cuadro 1. Las características individuales consideradas son la educación; la experiencia potencial en el mercado de trabajo y su cuadrado; la antigüedad en la empresa y su cuadrado y el sexo del trabajador. <sup>(a)</sup> Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento estimados en la ecuación salarial que incluye dichos efectos fijos, así como características individuales.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abowd, J.M. y F. Kramarz (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer Employee-Data", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Abowd, J.M., F. Kramarz y D.N. Margolis (1999): "High Wage Workers and High Wage Firms", *Econometrica*, vol. 67, n.º 2, págs. 251-333.
- Abowd, J.M., F. Kramarz, D.N. Margolis y K. Troske (2001): "The Relative Importance of Employer and Employee Effects on Compensation: A Comparison of France and the United States", *Journal of the Japanese and International Economics*, n.º 15, págs. 419-436.
- Akerlof, G. (1981): "Jobs as Dam Sites", *Review of Economic Studies*, n.º 48, págs. 37-49.
- Andrés, J. y J. García (1991): "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones económicas*, vol XV, n.º 1, págs. 143-167.
- Bayard, K., J. Hellerstein, D. Neumark y K. Troske (2003): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n.º 4.
- Bentolila, S. y J.F. Jimeno (2002): "La reforma de la negociación colectiva en España", FEDEA documento de trabajo 2002-03, disponible en <http://www.fedea.es>.
- Bertola, G., F. Blau y L. Kahn (2001): "Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons for the US from International Long-Run Evidence", working paper n.º 8526, NBER.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1996): "International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces", *Journal of Political Economy*, 101(4), págs. 791-837.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1999): "Institutions and Laws in the Labor Market", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Bronars, S.G., M. Famulari, P. Bingley y N. Westergaard-Nielsen (1999): "Employer Wage Differentials in the United States and Denmark", en J.C. Haltinwanger *et al.* (eds.) *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. Elsevier.
- Burniaux, J.M., T.T. Dang, D. Fore, M. Forster y M. Mira (1998): "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries", working paper n.º 189, OECD Economics Department.
- Comisión Europea (1998): *Social protection in Europe. 1997*.
- Comisión Europea (2000): *Industrial relations in Europe. 2000*.
- De la Rica, S. (2003): "Decomposing the effect of gender wage gap: The effects of firm, occupation and job stratification", University of California Berkeley Center for Labor Economics Working Paper n.º 64.
- Dolado, J.J. y F. Felgueroso (1997): "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español", *Moneda y Crédito*, n.º 204, págs. 213-254.
- Dolado, J.J., F. Felgueroso y J.F. Jimeno (1997): "The effects of minimum bargained wages on earnings: Evidence from Spain", *European Economic Review*, n.º 41, págs. 713-721.
- European Industrial Relations Observatory (2000): "Wage policy and EMU", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>
- European Industrial Relations Observatory (2002): "Industrial relations in the EU Member States and candidate countries", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>
- Eurostat (1999): *Employment in Europe. 1998*.
- Eurostat (2000): "Low-wage employees in EU countries", *Statistics in Focus*, n.º 11.
- Eurostat (2003): *Employment in Europe. 2003*.
- Fernández, M., A. Meixide y H. Simón (2003): "El trabajo de bajos salarios en España", Estudio sobre la economía española n.º 152, FEDEA, disponible en <http://www.fedea.es>

- Fina, L., F. González de Lena y J.I. Pérez-Infante (2001): *Negociación colectiva y salarios en España*, ed. Consejo Económico y Social.
- Freeman, R. (1996): "Labor Market Institutions and Earnings Inequality", *New England Economic Review*, may/june, págs. 157-172.
- Giráldez, M.T., J.I. Pérez-Infante y H. Simón (2002): *Situación actual de la medición de la cobertura de la negociación colectiva en España*, ed. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, colección Informes y Estudios de la Comisión Consultiva Nacional de Convenios Colectivos.
- Goux, D. y E. Maurin (1999): "Persistence of Interindustry Wage Differentials: A Reexamination Using Matched Worker-Firm panel Data", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n.º 3, págs. 492-533.
- Greene, W.H. (1997): *Econometric Analysis*, tercera edición, ed. McMillan.
- Groshen, E.L. (1991a): "Sources of Intra-industry Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter?", *Quarterly Journal of Economics*, 106(3), págs. 869-84.
- Groshen, E.L. (1991b): "Five Reasons Why Wages Vary Among Employers", *Industrial Relations*, vol. 30, n.º 3.
- Groshen, E.L. (1996): "American Employer Salary Surveys and Labor Economics Research: Issues and Contributions", *Annales D'Economie et de Statistique*, n.º 41-42.
- Haltinwanger, J.C., J. Lane, J.R. Spletzer, J.J. Theeuwes y K. Troske (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. Elsevier.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6).
- Hsiao, C. (1985): "Benefits and Limitations of Panel Data", *Econometrics Reviews*, 4(1).
- Jimeno, J.F. y D.R. Palenzuela (1996): "Wage Drift in Collective Bargaining at the Firm Level: Evidence from Spain", *Annales D'Economie et de Statistique*, n.º 41-42, págs. 187-206.
- Jimeno, J.F., O. Cantó, A.R. Cardoso, M. Izquierdo y C. Farinha (2000): "Integration and Inequality: Lessons from the Accessions of Portugal and Spain to the EU", FEDEA documento de trabajo 2000-10, disponible en <http://www.fedea.es>.
- Jimeno, J.F., M. Izquierdo y V. Hernanz (2001): "La desigualdad salarial en España: Descomposición y variación por niveles de salarios", *Papeles de Economía Española*, n.º 88, págs. 113-125.
- Katz, L.F. y D.H. Autor (1999): "Change in the Wage Structure and Earnings Inequality", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Kremer, M. (1993): "The O-Ring Theory of Economic Development", *Quarterly Journal of Economics*, 108, págs. 551-576.
- Lorences, J. y F. Felgueroso (1994): "Salarios pactados en los convenios colectivos provinciales y salarios percibidos", *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, n.º 25-26, págs. 109-121.
- Lorences, J., V. Fernández y C. Rodríguez (1995): "Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(2), págs. 309-324.
- Lucifora, C. (2001): "Wage inequalities and low pay: The role of labour market institutions", en M. Gregory, W. Salverda y S. Bazen (eds.) *Labour Market Inequalities*, ed. Oxford University Press.
- Mincer, J. (1974): *Schooling Experience and Earnings*, ed. National Bureau of Economic Research.
- Nickell, S. y R. Layard (1999): "Labor market institutions and economic performance", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.

- OCDE (1996): “Desigualdad salarial, empleo de bajos salarios y movilidad salarial”, *Perspectivas del empleo*. 1996.
- OCDE (1997): “Los resultados económicos y la estructura de la negociación colectiva”, *Perspectivas del empleo*. 1997.
- OCDE (1998): “Extraer lo máximo de lo mínimo: salario mínimo legal, empleo y pobreza”, *Perspectivas del empleo*. 1998.
- Pons, E. y M.T. Gonzalo (2002): “Returns to Schooling in Spain: How Reliable Are Instrumental Variable Estimates?”, *Labour*, 16(4), págs. 747-70.
- Salverda, W., S. Bazen y M. Gregory (coord.) (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.
- Sanromá, E. y R. Ramos (1998): “Interregional Wage Differences in Spain. A Microdata Analysis for 1990”, *Jahrbuch fuer regionalwissenschaft-Review of regional research*, vol. 2.
- Simón, H. (2001a): “Negociación colectiva y determinación salarial en España”, *Hacienda Pública Española*, 157-2.
- Simón, H. (2001b): “Negociación colectiva sectorial y tarifas salariales”, *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales serie Economía y Sociología*, n.º 31.
- Simón, H. y H. Russell (2004): “Firms and the Gender Wage Gap: A Cross-National Comparison”, *PIEP* working paper.
- Sorensen, E. (1990): “The Crowding Hypothesis and Comparable Worth Issue”, *Journal of Human Resources*, n.º 25.
- Stephan, G. (2002): “Employer Wage Differentials in Germany: A Comparative Note”, *Labour*, 16(3), págs. 491-452.
- Traxler, F., S. Blaschke y B. Kittle (2001): *National Labour Relations in Internationalized Markets*, ed. Oxford University Press.
- White, H. (1980): “A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity”, *Econometrica*, vol. 48.

*Fecha de recepción del original: febrero, 2002*

*Versión final: enero, 2004*

#### ABSTRACT

The purpose of this paper is to empirically analyze wage determination in the Spanish labour market with adequate information on both labour demand and supply sides. The evidence obtained with matched employer-employee data from the Encuesta de Estructura Salarial suggests that the establishment of affiliation is a very relevant determinant of the wages earned by Spanish workers and that very important wage differences among establishments after controlling for observed individual characteristics exist. These differentials are unusually dispersed, considering the features of Spanish collective bargaining, where sectoral bargaining is prevalent. The evidence also shows that those enquiries into wage determination that do not properly control for the effect of labour demand incur severe bias when estimating the returns of individual characteristics, such as human capital proxies.

*Key words:* wage structure, inter-firm wage differentials, collective bargaining.

*JEL classification:* J31, J50.