

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

Santander, 27-28 de noviembre de 2003

Diferencias salariales entre regiones y factores institucionales en España

Hipólito J. Simón (hsimon@ua.es)

Instituto de Economía Internacional-Universidad de Alicante

Raúl Ramos (rramos@ub.edu)

AQR y Universidad de Barcelona

Esteban Sanromá (esanroma@ub.edu)

IEB y Universidad de Barcelona

Resumen

Este trabajo analiza la presencia de diferencias salariales entre regiones en el mercado de trabajo español, prestando especial atención a su origen y naturaleza. Los resultados obtenidos a partir de información microeconómica de la Encuesta de Estructura Salarial muestran la existencia de apreciables diferencias salariales entre las regiones españolas para trabajadores con habilidades productivas observadas similares. Estas diferencias salariales están presentes a lo largo de toda la estructura salarial y sólo resultan parcialmente explicadas por factores competitivos, ya que la insuficiente competencia en el mercado de productos y los mecanismos no competitivos de determinación salarial inciden de forma significativa sobre dichas diferencias. La evidencia obtenida apunta, asimismo, a que la negociación colectiva sectorial es en gran medida la responsable de la diferenciación salarial entre territorios. Así, mientras que la influencia del territorio en la determinación de los salarios es notablemente más acusada para los trabajadores cubiertos por los convenios de ámbito inferior al nacional que por los de otro tipo, las diferencias regionales que se dan en las tarifas salariales pactadas en la negociación sectorial se trasladan claramente a la estructura de salarios percibidos.

Palabras clave: Estructura salarial; diferencias salariales regionales; negociación colectiva.

Código JEL: J31, J50.

1. Introducción

La presencia de importantes diferencias en el comportamiento de los mercados de trabajo regionales constituye un rasgo relevante del funcionamiento del mercado de trabajo español en el pasado reciente. Estas disparidades territoriales presentan una marcada persistencia temporal (Alonso e Izquierdo, 1999) y se aprecian en magnitudes laborales tales como las tasas de empleo, inactividad o, muy especialmente, en la de desempleo. Las desigualdades regionales en tasas de desempleo son especialmente importantes en nuestro país¹, hasta el punto de que su dispersión resulta comparativamente elevada con respecto a otros países desarrollados (OCDE, 2000).

El mercado de trabajo español presenta también unas acusadas diferencias salariales entre territorios (Sanromá y Ramos, 1998 y Rodríguez, 1988) que, al igual que otras características de los mercados de trabajo regionales, tienden a persistir en el tiempo como consecuencia de la presencia de una fuerte inercia salarial (Villaverde, 1999 y Villaverde y Maza, 2002). Esta persistencia se produce en la medida en que los incrementos de los salarios regionales resultan muy determinados por el salario nacional, y en mucha menor medida por las circunstancias de los mercados de trabajo regionales (Jimeno y Bentolila, 1998 y Bajo *et al.*, 1999).

El propósito de este trabajo es analizar las diferencias salariales entre regiones en el mercado de trabajo español. El artículo presenta la novedad de que aparte de contrastar la presencia de diferencias salariales entre regiones, estudia en qué medida su origen está relacionado con las características de las instituciones laborales, así como si las mismas se ajustan a un funcionamiento competitivo del mercado de trabajo.

¹ Para un análisis detallado de las diferencias regionales en las tasas de desempleo en España véase, por ejemplo, Eurostat (2002) y Villaverde y Maza (2002).

Entre las principales motivaciones del trabajo se encuentra analizar en qué medida las diferencias salariales territoriales están enraizadas en el caso español en el funcionamiento de las instituciones laborales y, más en concreto, de la negociación colectiva. La negociación colectiva presenta en España un elevado grado de cobertura de los asalariados, en torno al 85%-90% de los mismos (Fina *et al.*, 2001). En su estructura predominan los convenios sectoriales y, dentro de éstos, los de ámbito inferior al nacional². En la negociación de carácter sectorial se establecen tarifas salariales para las distintas categorías profesionales que constituyen suelos salariales que cubren a todos los trabajadores ubicados en el ámbito de aplicación del convenio colectivo correspondiente. Estos suelos salariales se sitúan sistemáticamente por encima del Salario Mínimo Interprofesional, por lo que las tarifas sectoriales constituyen los salarios mínimos 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 percibidos³ (Simón, 2001a y Lorences y Felgueroso, 1994). La influencia de la negociación colectiva en la generación de diferencias salariales entre territorios resulta muy plausible en la medida en que los suelos salariales establecidos en los convenios sectoriales presentan una acusada variabilidad entre territorios (Simón, 2001b y Lorences *et al.*, 1995). La investigación de en qué medida las tarifas sectoriales son el origen de las diferencias salariales entre territorios es especialmente relevante para el caso español, en la medida en que nuestro país constituye, junto con Francia y Alemania, uno de los pocos países de la Unión Europea en que la negociación colectiva 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).

² Los convenios sectoriales de ámbito provincial alcanzan en la práctica a más del 50% de los trabajadores cubiertos por la negociación colectiva.

³ A título de ejemplo, más del 50% de los asalariados del sector privado declara estar cobrando el salario estipulado en su convenio colectivo según la información de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo*, recientemente elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

Así pues, aunque la presencia de diferenciales salariales entre territorios ha sido apuntada para países desarrollados con muy diferentes marcos institucionales en el mercado de trabajo (Teulings y Hartog, 1998), las peculiaridades de la negociación colectiva en España pudieran facilitar la presencia de este tipo de diferencias salariales.

La naturaleza de las diferencias salariales regionales tiene importantes implicaciones potenciales sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Si las diferencias salariales entre territorios resultan de una determinación competitiva de los salarios, las mismas están originadas en un funcionamiento eficiente del mercado de trabajo. Unas diferencias salariales interterritoriales de este tipo permitirían que los salarios desempeñasen adecuadamente el papel de señales para la reasignación eficiente del factor trabajo. Si, por el contrario, las diferencias salariales territoriales tienen su origen en factores de carácter no competitivo, su presencia conduce a una merma de la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo, en la medida en que impediría la igualación de la productividad marginal de trabajadores idénticos a través de los territorios. Los salarios territoriales ejercerían en este caso un efecto distorsionador en la asignación del factor trabajo, lo que podría influir en aspectos como las pautas de distribución territorial de la renta o el comportamiento dispar de los mercados de trabajo por territorios (OCDE, 2000). Uno de los objetivos de este trabajo es analizar los factores explicativos de las diferencias regionales de salarios, lo que puede facilitar la comprensión del papel de este tipo de diferencias en el funcionamiento del mercado de trabajo español. En relación con ello, se contrasta si las diferencias salariales entre regiones responden a un funcionamiento competitivo del mecanismo de determinación salarial.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la primera sección se contrasta en qué medida existen diferencias regionales de salarios en el mercado de trabajo español, prestando especial atención a cómo varía la magnitud de estos diferenciales en función del ámbito de negociación colectiva. En la segunda sección del artículo se estudia la

correspondencia que presentan las estructuras de diferencias regionales de salarios y de tarifas salariales sectoriales pactadas en la negociación colectiva. En la tercera se analiza cuáles son los factores explicativos de las diferencias salariales interregionales, con el fin de establecer si dichas diferencias tienen un carácter competitivo. Finalmente, en el apartado de conclusiones se sintetizan y comentan los principales hallazgos del trabajo.

En síntesis, los resultados apuntan a que un mismo tipo de trabajador percibe un salario que difiere acusadamente en función de la comunidad autónoma en la que presta sus servicios. Las diferencias salariales entre regiones existen a lo largo de toda la estructura salarial y para diversos tipos de trabajadores, pero son notablemente más acusadas en el caso de los trabajadores cubiertos por convenios de sector de ámbito inferior al nacional. Estas diferencias salariales resultan, a su vez, muy influidas por las tarifas salariales establecidas en los convenios de sector, lo que confirma la responsabilidad de instituciones laborales como la negociación colectiva en su generación en el caso español. Las diferencias salariales entre regiones no resultan plenamente explicadas por factores de corte competitivo, ya que responden sólo parcialmente a diferencias territoriales en niveles de precios o en los factores de atracción de las regiones españolas. Diferencias en el carácter competitivo de los mercados de productos y de trabajo influyen igualmente en las diferencias salariales regionales.

2. Diferencias territoriales de salarios en España

En esta sección del trabajo se analiza la presencia de diferencias salariales entre regiones en la estructura salarial del mercado de trabajo español. Con tal fin se describe, en primer lugar, la fuente de datos empleada, la *Encuesta de Estructura Salarial*, para detallar, con posterioridad, la metodología empleada en la estimación y los resultados empíricos obtenidos.

Datos

La fuente de información utilizada en esta sección del trabajo es la *Encuesta de Estructura Salarial*, realizada para 1995 por el Instituto Nacional de Estadística. Esta encuesta contiene información sobre trabajadores por cuenta ajena y abarca todo el territorio nacional, aunque presenta ciertas limitaciones. Así, por una parte, no cubre a los asalariados que trabajan en establecimientos con menos de diez trabajadores. Por otra, a pesar de cubrir un amplio abanico de sectores productivos, no abarca al sector primario ni a parte de los servicios. Por último, la muestra está conformada exclusivamente por asalariados, lo que impide controlar por el sesgo de selección en el empleo de los trabajadores de la muestra con las técnicas habituales de corrección. Una mayor abundancia de detalles sobre la elaboración de la *Encuesta de Estructura Salarial*; el proceso de filtrado de la muestra; la definición del concepto salarial utilizado; así como sobre los estadísticos descriptivos de la muestra utilizada pueden consultarse en el anexo del trabajo.

El modelo

El análisis de la presencia de diferencias de corte territorial en la estructura de salarios en nuestro país se ha abordado a través de la estimación de una ecuación salarial tipo Mincer (Mincer, 1974) a partir de los datos individuales de sección cruzada de la *Encuesta de Estructura Salarial*. El análisis de las diferencias salariales entre comunidades autónomas sigue la metodología estándar en la literatura sobre diferencias salariales intersectoriales propuesta inicialmente por Krueger y Summers (1988) y posteriormente mejorada por Haisken-DeNew y Schmidt (1997). Para ello se estima mediante mínimos cuadrados restringidos una ecuación de salarios semilogarítmica minceriana, basada en los modelos estándar de capital humano, en la que se asume implícitamente que los salarios dependen de las dotaciones relativas de capital humano y de ciertas características de los establecimientos en los que prestan sus servicios, entre ellas la comunidad autónoma de ubicación:

$$w_{ij} = \alpha + X_i\delta + ccaa_j\beta + E_j\gamma + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

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 estándar de variables explicativas de carácter individual; $ccaa_j$ es un vector de variables ficticias mutuamente excluyentes que indican la comunidad autónoma de ubicación; E_j es un vector de variables de características de los establecimientos que influyen en la determinación salarial; ε_{ij} es un término de error aleatorio; α es el intercepto; y δ , β y γ son vectores de parámetros a estimar.

El conjunto de variables explicativas individuales incluye indicadores del capital humano del trabajador (tales como variables ficticias mutuamente excluyentes que distinguen el nivel de educación del trabajador, la antigüedad del trabajador en la empresa y su cuadrado, y la experiencia laboral potencial del trabajador, definida como edad-años de estudios-6, y su cuadrado); una variable ficticia que distingue el sexo del trabajador, así como otras características individuales que aproximan las condiciones de trabajo (variables ficticias que distinguen entre siete grupos ocupacionales, si la jornada es a tiempo completo o parcial, así como si el contrato es indefinido o de duración determinada). Las características de los establecimientos incluidas como variables explicativas son variables ficticias que reflejan el tipo de convenio que cubre el establecimiento (distinguiendo entre convenio de sector nacional, de otro ámbito superior a la empresa, de empresa o centro de trabajo y otro tipo de convenio), el sector de actividad (distinguiendo entre divisiones de la CNAE-93), así como el tamaño del establecimiento. Para un detalle de las variables explicativas véase el cuadro A.2 del anexo.

A efectos de este trabajo, los parámetros de interés en la estimación de la ecuación salarial son los correspondientes a las variables ficticias por territorio. La ecuación salarial se estima por mínimos cuadrados restringidos imponiendo la restricción lineal $\sum_j \eta_j \beta_j = 0$, donde

n_j es la proporción del empleo en la comunidad autónoma j ⁴, 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 un conjunto completo de variables ficticias excluyentes por territorio y estimar por mínimos cuadrados ordinarios. La estimación por mínimos cuadrados restringidos permite interpretar los coeficientes estimados para las comunidades autónomas como (aproximadamente⁵) la diferencia porcentual en el salario entre un trabajador ubicado en una comunidad autónoma y el trabajador promedio para el conjunto de España con características productivas y del puesto de trabajo similares, así como obtener una estimación no sesgada de los errores estándar de los coeficientes de las variables ficticias regionales⁶.

Con el fin de estimar la variabilidad global de los salarios territoriales, se calcula la desviación estándar de los diferenciales salariales territoriales:

$$SD(\beta) = \sqrt{\sum_j n_j \beta_j^2 - \sum_j n_j \sigma_j^2}$$

Donde σ_j^2 son las varianzas de los β_j y $SD(\beta)$ es la desviación estándar ajustada y ponderada por el empleo de los coeficientes territoriales estimados a través de mínimos cuadrados restringidos. El segundo término de la ecuación corrige el hecho de que las diferencias salariales entre territorios se estiman con un error de muestreo que podría conducir a una sobreestimación de la desviación estándar de dichos diferenciales.

⁴ Las proporciones regionales del empleo están calculadas sobre el total del empleo en 1995 según la *Encuesta de Población Activa*.

⁵ La diferencia porcentual exacta se calcula como $e^{\beta^*} - 1$, donde β^* es el coeficiente estimado.

⁶ El procedimiento original propuesto por Krueger y Summers (1988) consiste en dos pasos: en el primero se estima la ecuación estándar de sección cruzada que incluye un vector de variables ficticias que indican el territorio de pertenencia y una constante que correspondería a un territorio omitido; en el segundo se reescalán los diferenciales territoriales estimados con el fin de que expresen diferencias con respecto a la media nacional ponderada por el empleo. Estos autores sugieren aproximar los errores estándar de los coeficientes reescalados a partir de los errores estándar sin ajustar obtenidos en la regresión original. Aunque este procedimiento es muy usual en la literatura sobre diferencias salariales intersectoriales, Haisken-DeNew and Schmidt (1997) muestran que conduce a una sobreestimación de los errores estándar de los coeficientes estimados y a una infraestimación de su variabilidad conjunta, y que la estimación por mínimos cuadrados restringidos permite evitar estos sesgos.

Resultados empíricos

Los resultados de la estimación de la ecuación salarial muestran que en España existen apreciables diferencias salariales originadas en el territorio de ubicación de los trabajadores una vez que se controlan las diferencias en las características productivas observadas de los mismos y en sus condiciones de trabajo (cuadro 1). Las primas salariales territoriales se sitúan en un intervalo de valores que va desde un 9% sobre la media nacional en el caso del País Vasco, a un 15% bajo la media en Extremadura. Todos los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero a niveles convencionales con la excepción de los correspondientes a Aragón y Baleares, con lo que los salarios de la mayor parte de las regiones españolas difieren significativamente del salario medio nacional. La desviación estándar ajustada de los diferenciales salariales se sitúa en el 7,5%, y el conjunto de los coeficientes de las variables ficticias territoriales es distinto de cero con una significatividad del 1%, lo que confirma, en suma, la existencia de acusadas diferencias salariales entre regiones en el mercado de trabajo español.

La estimación de las diferencias salariales entre territorios en diferentes puntos de la distribución de la estructura de salarios individuales mediante el procedimiento de la regresión cuantílica⁷ permite apreciar, por su parte, que los diferenciales salariales territoriales están sistemáticamente presentes a lo largo de todo el espectro de la estructura salarial, y que su dispersión presenta una magnitud muy parecida en distintos puntos de la distribución individual de salarios (cuadro 2). La misma circunstancia se repite cuando se distingue en función del grupo ocupacional. Las diferencias salariales entre territorios son mucho más acusadas, sin embargo, en el caso de los trabajadores cubiertos por convenios de ámbito inferior al nacional (con una desviación estándar ajustada del 9,6%) que en el de los cubiertos por convenios de empresa (6,7%) o por convenios nacionales de sector (5,3%). La diferenciación territorial implícita en la estructura de la negociación colectiva es un factor

⁷ Sobre esta técnica de estimación véase Koenker y Basset (1978) o Buchinsky (1994).

que, en suma, parece influir en la magnitud de los diferenciales salariales territoriales en el mercado de trabajo español.

El patrón de diferenciales salariales territoriales de los trabajadores de diferentes grupos ocupacionales y ubicados en distintos puntos de la estructura salarial presenta una destacable similitud, que se concreta en una elevada correlación de los coeficientes territoriales estimados en todos los casos (cuadros 3 y 4). Este resultado corrobora que cada región española tiene asociados unos salarios relativos de gran similitud para todos los tipos de trabajadores.

Con el fin de cuantificar la importancia relativa que el territorio de ubicación detenta en la determinación de los niveles salariales se ha desarrollado una descomposición simple de la varianza de los salarios individuales que permite estimar la contribución del territorio a la desigualdad salarial (siguiendo, en este sentido, a OCDE, 2000). En la medida en que las variables ficticias regionales y el resto de variables explicativas consideradas en la ecuación salarial presentan colinealidad, únicamente es posible en la práctica ofrecer cotas máximas y mínimas de la influencia del territorio en la determinación de los salarios. La cota máxima de la capacidad explicativa de los territorios corresponde al valor del coeficiente de determinación de la regresión por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación salarial (1) cuando se incluyen como variables independientes únicamente las variables ficticias territoriales. La cota mínima viene dada por el cambio de magnitud que experimenta el coeficiente de determinación de dicha ecuación salarial tras incluir las variables ficticias regionales en una regresión previa que incluye el resto de variables explicativas. El valor obtenido en ambos casos se ha multiplicado por cien, con el fin de expresar la proporción de la variabilidad salarial explicada. Los resultados de esta descomposición salarial apuntan a que el territorio explica en la práctica una proporción no desdeñable de la variabilidad de los salarios individuales, que se sitúa entre el 1,8% y el 6,8% (cuadro 5). La influencia del factor territorial puede resultar, sin embargo, infraestimada en la medida en que el diseño de la

Encuesta de Estructura Salarial obliga a la utilización de las comunidades autónomas como referencias territoriales en el análisis, en detrimento de otras posibilidades, tales como la provincia, más ajustadas a las características institucionales del mercado de trabajo español relacionadas con la determinación de los salarios.

La influencia del territorio en la determinación de los salarios individuales varía notablemente en función del tipo de convenio colectivo que cubre al trabajador, siendo mucho más acusada para los trabajadores cubiertos por convenios sectoriales de ámbito inferior al nacional que para los afectados por convenios de empresa o por convenios sectoriales nacionales: el territorio explica en el primer caso entre el 3,9% y el 10% de la variabilidad de los salarios individuales, mientras que en los otros dos su capacidad explicativa es notablemente inferior⁸. Este resultado confirma que la presencia de diferencias salariales territoriales resulta favorecida en nuestro país por la estructura que presenta la negociación colectiva, con un acusado predominio de los convenios colectivos de ámbito provincial. En qué medida la influencia de la negociación colectiva se produce a través del efecto de las tarifas salariales en la determinación salarial es una circunstancia explorada en la siguiente sección del trabajo.

3. Negociación colectiva sectorial y diferencias salariales entre regiones

La evidencia obtenida hasta el momento apunta a que la influencia del territorio en la determinación salarial en el mercado de trabajo español viene notablemente influida por el tipo de convenio colectivo que cubre al trabajador. En esta sección del artículo se analiza de una forma más precisa la influencia de la negociación colectiva sectorial en la determinación de la estructura regional de salarios en el mercado de trabajo español. Así, con el fin de contrastar en qué medida las diferencias de salarios entre comunidades autónomas resultan

⁸ Entre el 0,9% y el 4,0% en el caso de los cubiertos por convenios sectoriales nacionales y entre el 1,6% y el 4,4% en el de los cubiertos por convenios de empresa.

del efecto de las tarifas salariales pactadas en la negociación colectiva sectorial, se ha procedido a estimar las diferencias que se dan entre territorios en las tarifas sectoriales para, con posterioridad, analizar el grado de similitud del patrón de diferenciales regionales de salarios pactados y de percibidos.

A continuación se describen los datos sobre tarifas salariales empleados en el análisis. En el resto de la sección se detalla el método de estimación y la evidencia empírica obtenida.

Datos

La base de datos empleada en el análisis incluye las tarifas salariales calculadas a partir de los textos de los convenios colectivos de ámbito sectorial publicados en los boletines oficiales de los ámbitos correspondientes. Esta base de datos incluye las tarifas salariales por hora para diversas categorías profesionales, con lo que cubre distintos tipos de trabajadores, y abarca originalmente a todos los convenios sectoriales cuyo ámbito funcional se encuadra en la industria, la construcción y los servicios, por lo que cubre de forma casi exhaustiva el conjunto de la economía. A través de la misma se dispone de información sobre los salarios pactados para el mismo período cubierto por la *Encuesta de Estructura Salarial*, 1995, lo que permite analizar la influencia de los mínimos salariales que suponen las tarifas sectoriales en la generación de las diferencias salariales entre las regiones españolas⁹.

Las tarifas salariales sectoriales difieren sustancialmente entre convenios para los trabajadores de una misma categoría profesional (véase el cuadro B.1 del anexo), con lo que la negociación colectiva favorece la presencia de una destacable diferenciación salarial entre trabajadores productivamente similares. En la medida en que buena parte de los convenios colectivos sectoriales tienen un ámbito inferior al nacional, resulta plausible que

⁹ Más detalles sobre la base de datos de las tarifas salariales se pueden encontrar en Simón (2001c). Se pueden encontrar precedentes en el uso de tarifas salariales sectoriales calculadas *ad hoc* en el análisis de la determinación salarial en Lorences y Felgueroso (1994) y Lorences *et al.* (1995).

las diferencias salariales entre las regiones españolas resulten influidas por la presencia de diferencias territoriales en los salarios mínimos sectoriales establecidas en convenios sectoriales de ámbito autonómico o provincial. Los convenios que garantizan salarios comparativamente elevados tienden, por su parte, a hacerlo de una forma sistemática para todas las categorías profesionales (Simón, 2001c), con lo que, en caso de existir dicho efecto en la generación de diferencias territoriales, cabría esperar que se produjese a lo largo de toda la estructura de salarios individuales.

El modelo

La estimación de los efectos fijos territoriales presentes en los niveles de salarios pactados se ha realizado a través de la estimación de una ecuación de salarios pactados en la que las tarifas salariales pactadas en los convenios de sector se regresan sobre variables ficticias por comunidades autónomas junto con ciertas variables de control. El análisis se realiza sobre las tarifas salariales pactadas en convenios colectivos que presentan variabilidad por comunidades autónomas, esto es, los de ámbito provincial o autonómico. A su vez, y con el fin de que la cobertura sectorial sea similar en el caso de los datos disponibles sobre salarios pactados y percibidos, se ha limitado el análisis a los convenios cuyo ámbito funcional se encuadra en las divisiones de la CNAE-93 cubiertas por la *Encuesta de Estructura Salarial*. Al igual que para los salarios percibidos, la ecuación salarial se ha estimado por mínimos cuadrados restringidos, introduciendo la restricción de que la suma de los coeficientes estimados para las comunidades autónomas ponderados por el empleo territorial es igual a cero. El empleo utilizado es, al igual que anteriormente, el total del empleo para 1995 estimado por la *Encuesta de Población Activa*. Se ha optado por no emplear en el análisis la proporción de trabajadores cubiertos por convenios de sector con ámbito provincial o autonómico según el *Registro estadístico de convenios colectivos* debido

a la escasa fiabilidad de este registro en relación con la información que ofrece sobre los trabajadores cubiertos por los convenios colectivos sectoriales¹⁰ (Giráldez *et al.*, 2002).

La ecuación salarial estimada para las tarifas sectoriales es la siguiente:

$$t_{ij} = \alpha + C_i\delta + ccaa_j\beta + cnae_j\gamma + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

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 oficio de primera, oficial de oficio de segunda y peón ordinario); $ccaa_j$ es un vector de variables ficticias mutuamente excluyentes que indican la comunidad autónoma a la que pertenece el ámbito funcional del convenio colectivo j ; $cnae_j$ es un vector de variables ficticias que refleja el sector de actividad en el que se ubica el ámbito funcional del convenio colectivo j (sobre las mismas véase el cuadro B.2 del anexo); ε_{ij} es un término de error aleatorio; α es el intercepto; y δ , β y γ son vectores de parámetros a estimar.

Resultados empíricos

Los convenios de ámbito autonómico y provincial incluyen tarifas salariales que varían para la misma categoría profesional y entre convenios del mismo sector de actividad exclusivamente en función de la región donde tienen efecto dichos convenios (cuadro 6). Las tarifas pactadas en los convenios de ámbito autonómico y provincial son significativamente distintas de los promedios nacionales para todas las regiones españolas, con la única excepción de Murcia y Cantabria. Las diferencias estimadas son conjuntamente significativas y van desde un 18% sobre la media nacional en el caso del País Vasco a un 14% bajo la media en el caso de Extremadura. La desviación estándar de los diferenciales salariales territoriales ajustada por el empleo territorial es del 8%.

¹⁰ En cualquier caso, los resultados no experimentan cambios de relevancia bajo esta circunstancia.

Los efectos fijos regionales presentes en los tarifas sectoriales y en los salarios percibidos son muy similares en la práctica. Estos efectos presentan una dispersión acusadamente similar, con una desviación estándar ajustada del 8% y 7,5%, respectivamente, y presentan un coeficiente de correlación de Pearson en torno a 0,8 y estadísticamente significativo (cuadro 7). La marcada correspondencia que en la práctica muestran las diferencias territoriales de salarios pactados y salarios percibidos confirma que la estructura de salarios regionales del mercado de trabajo español resulta muy influida por la correspondiente estructura regional de tarifas salariales pactadas en la neociación colectiva sectorial.

Medida a través de la coincidencia de las diferencias regionales de salarios pactados y percibidos, la influencia de la negociación colectiva sectorial en la generación de diferencias salariales entre regiones es muy acentuada independientemente de la ocupación de los trabajadores y a lo largo de todo el espectro de la distribución de los salarios individuales -si bien es algo más débil en la parte alta de la estructura de salarios pactados- (cuadro 7). Este resultado es consecuente con la influencia de las tarifas sectoriales en la generación de las diferencias regionales de salarios en la medida en que, tal como se señaló con anterioridad, las diferencias salariales entre convenios son muy similares para todos los tipos de trabajadores, de modo que cabe esperar que su efecto se extienda a lo largo de toda la estructura salarial.

La correspondencia entre las diferencias regionales de salarios pactados y percibidos es especialmente importante en el caso de los trabajadores cubiertos por convenios de ámbito inferior al nacional. No obstante, resulta también significativa para los trabajadores cubiertos por convenios de empresa e incluso para los cubiertos por convenios sectoriales de ámbito nacional. Esta circunstancia es fácilmente comprensible en el primer caso en la medida en que la mayor parte de las empresas cubiertas por un convenio propio lo están a su vez por un convenio sectorial, el cual es con una probabilidad elevada un convenio

sectorial de ámbito inferior al nacional. El segundo caso podría explicarse por la existencia de un efecto de criterio de pago relativo a nivel territorial: la evidencia existente apunta a que en la determinación de los salarios regionales en España los salarios de los sectores de cada región resultan significativamente influidos por los salarios del resto de sectores dentro de la misma región (Jimeno y Bentolila, 1998 y Bajo *et al.*, 1999). De esta forma, no cabe descartar que existan efectos *demonstración* en la determinación salarial de cada región desde aquellos sectores cubiertos por la negociación colectiva de ámbito inferior al nacional hacia los cubiertos por la negociación sectorial nacional.

Análisis adicionales apuntan a que las diferencias territoriales en las tarifas salariales se mantienen prácticamente inalterables a lo largo del tiempo¹¹, lo que resulta consecuente con el hecho de que los incrementos medios que han experimentado los salarios pactados en convenios colectivos sectoriales han sido en el pasado reciente marcadamente homogéneos por comunidades autónomas (Alonso e Izquierdo, 1999). De esta forma, resulta muy posible que la fuerte estabilidad de la estructura de salarios pactados influya en la fuerte persistencia temporal que presentan las diferencias salariales entre comunidades autónomas (vid. *supra*), y su influencia no tenga un carácter meramente transitorio.

Los resultados obtenidos apuntan, en suma, a que las diferencias salariales entre comunidades autónomas presentes en el mercado de trabajo español resultan muy influidas por la negociación colectiva sectorial. Una cuestión de interés pasa por si las diferencias salariales regionales inducidas en la negociación colectiva inducen un funcionamiento ineficiente del mercado de trabajo. Esta cuestión es analizada en la siguiente sección del artículo.

¹¹ Los efectos fijos regionales estimados en los salarios pactados en los convenios colectivos de ámbito autonómico y nacional encuadrados en la industria y los servicios (algo menos de la mitad de todos los convenios de sector) en 1987 y 1995 presentan un coeficiente de correlación muy cercano a la unidad (0,98). Evidencia adicional sobre esta cuestión está disponible ante su requerimiento.

4. La naturaleza de la estructura salarial territorial

La evidencia obtenida hasta el momento en el trabajo muestra que en el mercado laboral español el territorio de ubicación de un trabajador constituye un determinante de relevancia del salario que percibe, independientemente del tipo de trabajador del que se trate. En esta sección se analiza en qué medida las diferencias salariales existentes entre territorios se corresponden con un funcionamiento eficiente de los mercados.

La presencia de diferencias salariales entre territorios constituye un rasgo positivo de la estructura salarial en caso de que dichas diferencias respondan a un funcionamiento competitivo del mercado de trabajo. Unas diferencias salariales interterritoriales de este tipo permitirían que los salarios desempeñasen adecuadamente el papel de señales para la reasignación eficiente del factor trabajo, al incentivar adecuadamente a los trabajadores a moverse a los territorios donde el trabajo es escaso (Blau y Kahn, 1999). Alternativamente, unas diferencias salariales territoriales de corte no competitivo impedirían la igualación de la productividad marginal del trabajo de trabajadores idénticos a través de los territorios, de modo que los salarios ejercerían un efecto distorsionador en la asignación del factor trabajo, lo que podría influir negativamente en cuestiones como el desempleo y la desigualdad de la renta¹² (OCDE, 2000).

El enfoque competitivo sostiene que las diferencias salariales territoriales no transitorias deberían ser explicadas por las características de la oferta de trabajo -el capital humano de los trabajadores-, por las diferencias territoriales en los niveles de precios o, conforme postula la teoría de las diferencias compensatorias (Rosen, 1986), por diferencias en el grado de atracción de los territorios que iguallen los niveles de utilidad de los trabajadores entre los mismos (Blackaby y Murphy, 1991; OCDE, 2000). Las diferencias

¹² Una revisión de las predicciones de las teorías competitivas y no competitivas de determinación salarial sobre los factores explicativos de las diferencias salariales territoriales se puede encontrar en Blackaby y Murphy (1991).

salariales territoriales con un origen diferente a los anteriores, y que no afecten a la utilidad de los trabajadores, deberían desaparecer a través de la movilidad del trabajo y del capital (Blackaby y Manning, 1987).

¿En qué medida resulta la estructura salarial geográfica española adecuadamente explicada por factores competitivos? Las diferencias salariales territoriales estimadas en la sección anterior corresponden a trabajadores con similar capital humano mientras que, a su vez, la estructura geográfica no parece presentar un carácter temporal transitorio (*vid. supra*), con lo que los diferenciales salariales entre comunidades autónomas podrían presentar un carácter competitivo únicamente si respondieran a diferencias en los niveles de precios territoriales o en las condiciones no pecuniarias de los territorios. Con el fin de contrastar esta posibilidad, se ha estimado la ecuación de salarios (1) incluyendo en lugar de los efectos fijos territoriales el nivel de precios por comunidades autónomas, así como variables que reflejan diversas condiciones no monetarias de los territorios. Así pues, la ecuación (1) se sustituiría por la siguiente:

$$w_{ij} = \alpha + X_i\delta + Z_j\beta + E_j\gamma + \varepsilon'_{ij} \quad (3)$$

dónde Z_j representa el conjunto de variables que recogen las características mencionadas del territorio j .

Sin embargo, y a diferencia de lo que ocurría con la ecuación (1), los resultados teóricos de Moulton (1986) muestran que en modelos como el propuesto, donde hay variables explicativas que están definidas a un nivel de agregación (territorio) superior al de la variable dependiente (individuo), la estimación de dicha ecuación por mínimos cuadrados provocaría que los valores del estadístico de significación individual para la variable agregada estuviesen sesgados al alza. Así pues, la estimación por MCO ofrecería estimaciones ineficientes de los coeficientes y estimaciones sesgadas e inconsistentes de su error estándar. Por esta razón, la estimación de los distintos modelos propuestos para la ecuación (1b) se ha realizado por mínimos cuadrados generalizados siguiendo la propuesta

de Rauch (1993). En concreto, el proceso de estimación aplicado consta de tres etapas:

1. primero, se obtiene una estimación consistente de la varianza de ε_{ij} a partir de la estimación por MCO de (1), esto es, incluyendo variables ficticias por territorios ($ccaa_j$);
2. a continuación, se calculan los valores medios territoriales de los residuos obtenidos en la etapa previa y se regresan sobre las características territoriales. La varianza de los residuos de esta segunda regresión, σ_*^2 , está relacionada con las varianzas de $ccaa_j$ y ε_{ij} , y con las estimaciones del término de perturbación de ε_{ij} en la ecuación (3), tal y como se muestra en (4) (Rauch, 1993, p. 388):

$$\sigma_*^2 = \sigma_{ccaa_j}^2 + \left[1/n \cdot \sum_{j=1} \sigma_{\varepsilon}^2 / n_j \right], \quad (4)$$

dónde n es el número de territorios considerado y n_j es el número de las observaciones del territorio j . En este sentido, utilizando la estimación de σ_{ε}^2 obtenida en el paso previo sería posible calcular el valor de $\sigma_{ccaa_j}^2$; y,

3. por último, utilizando las estimaciones de las varianzas territoriales, sería posible transformar adecuadamente los datos originales y obtener estimaciones eficientes para los coeficientes deseados utilizando mínimos cuadrados ordinarios.

Los resultados del cuadro 8 muestran que el coeficiente del logaritmo de los precios territoriales presenta en todas las especificaciones de la ecuación el signo positivo esperado según el enfoque competitivo, ratificando que las diferencias territoriales en precios influyen sobre las diferencias salariales, y que los trabajadores demandan a través de sus salarios la compensación de las diferencias que existen en el coste de la vida por territorios¹³. Esta

¹³ Este resultado concuerda con el hecho de que la estimación de la ecuación salarial utilizando como variable dependiente los salarios individuales deflactados por los precios territoriales da como resultado que las primas salariales territoriales experimentan una cierta reducción, pero se mantienen en gran medida: la desviación estándar ajustada de los diferenciales pasa del 7,8% en el caso de los salarios nominales, a un

circunstancia no varía significativamente si se incluye en el análisis, adicionalmente al índice habitual de precios, el precio territorial de la vivienda. El resultado obtenido, una elasticidad de los salarios respecto a dicho precio en torno al 10%, indica que los salarios percibidos compensan sólo parcialmente las diferencias en coste de la vivienda, lo cual podría venir justificado por el hecho de que en buena medida ésta es considerada por las familias como un activo¹⁴.

Las diferencias salariales territoriales presentan, asimismo, un cierto carácter compensatorio del desigual atractivo de las comunidades autónomas españolas, pues algunos atributos territoriales que aproximan el grado de atracción territorial presentan coeficientes estadísticamente significativos y signos acordes con los esperados por la teoría de las diferencias compensadoras. Así pues, una parte de las diferencias salariales territoriales presentes en la economía española tienen carácter compensatorio y responden, por tanto, a hipótesis competitivas.

Al margen ya de estos planteamientos, diferencias territoriales en productividad originadas por desiguales niveles de eficiencia factorial o por limitada movilidad de los factores darían lugar a diferencias salariales, las cuales no podrían ser atribuidas a mecanismos competitivos. Puesto que el principal determinante de la productividad es la acumulación de capitales (físico, humano y tecnológico), se ha añadido a la anterior ecuación algunos de estos factores acumulables. Dado que en la ecuación (3) ya se controla el capital humano del individuo, procede en este punto analizar la influencia del capital físico (stock de capital privado) y del nivel tecnológico (gasto en I+D) del territorio. La inclusión de ambos por separado arroja similares resultados: ambos ejercen un efecto positivo y

6,7% en el caso de los deflactados. Los diferenciales salariales territoriales son, además, extremadamente similares en ambos casos, presentando coeficientes de correlación de Pearson y Spearman de 0,996 y 0,998, respectivamente.

¹⁴ De hecho, la inclusión del precio de la vivienda como variable explicativa de los diferenciales salariales territoriales se justificaría teóricamente únicamente en el caso de que los individuos consideren la vivienda como un bien de consumo y negocien los salarios en función del estándar de vida real (Blackaby y Manning, 1987). Existe evidencia favorable en este sentido, es decir, que los precios de la vivienda influyen efectivamente en la determinación de los niveles salariales (Bover et al., 1989; Blanchflower y Oswald,

significativo sobre la productividad y los salarios regionales¹⁵. Destaca el reducido valor de la elasticidad de los salarios respecto al capital físico regional, lo cual concuerda con la escasa asociación dinámica entre salarios y productividad regionales que ha estimado la literatura (Jimeno y Bentolila, 1998; Villaverde, 1999; Bajo *et al.*, 1999).

La presencia de rentas de monopolio podría dar lugar, asimismo, a diferencias salariales. La obtención de tales rentas por parte de las empresas a causa de la insuficiente competencia en los mercados de productos permitiría a éstas abonar mayores salarios (Groshen, 1991). Así pues, si la presión competitiva es desigual a lo ancho del territorio, también lo serán las rentas generadas y podrán serlo los salarios pagados. Este planteamiento aconseja introducir en el análisis un indicador de competencia en el mercado de productos. Los resultados alcanzados confirman de manera clara este efecto, ya que incluso un indicador burdo (importaciones sobre el PIB regional) resulta significativo y muestra el signo negativo esperado: mayor penetración de importaciones implica más competencia, menores márgenes empresariales y, *ceteris paribus*, menores salarios. Así pues, una parte de las diferencias regionales de salarios se explican por distintos niveles de competencia a escala regional, lo que se opone a las hipótesis competitivas.

Pero las imperfecciones no se limitan a los mercados de productos, puesto que el mercado de trabajo se caracteriza precisamente por un conjunto de regulaciones y elementos institucionales que condicionan el funcionamiento de las fuerzas del mercado. Los trabajos teóricos de las última décadas han modelizado los mecanismos de determinación salarial bajo condiciones de competencia imperfecta y han puesto de relieve la influencia en dichos procesos del poder negociador de los trabajadores, especialmente *insiders*, así como la incidencia del desempleo en las estrategias y conductas de los

1989).

¹⁵ La elevada correlación existente entre ambas variables (0,57), así como entre éstas y otras variables relacionadas con la productividad regional (tamaño de las empresas, presencia de capital extranjero) impiden su incorporación al modelo a causa de los problemas de multicolinealidad que provocan. Por este motivo se ha decidido mantener solamente el stock de capital.

agentes¹⁶. Según estos modelos, un elevado poder sindical y una reducida tasa de paro se traducirán en salarios más elevados, de manera que cabe esperar que las diferencias regionales en desempleo y fuerza sindical se traduzcan en diferencias salariales territoriales (Blackaby y Murphy, 1987). La inclusión en la regresión de medidas que tratan de aproximar ambas variables confirma el mencionado efecto, ya que el poder sindical (medido como capacidad de convocatoria en huelgas) tiene un efecto positivo y significativo sobre los salarios regionales, mientras que la tasa de paro afecta negativamente. Obsérvese que ambas variables son robustas a la inclusión de variables relacionadas con el atractivo de los territorios, la productividad y la generación de rentas a escala regional. Se confirma, pues, la capacidad de los trabajadores para apropiarse de las rentas económicas de los empleadores en la negociación salarial, situando las retribuciones por encima de los niveles que fijaría un mercado laboral perfectamente competitivo.

El signo negativo que muestra el nivel de desempleo resulta contrario al que cabría esperar en un entorno competitivo de determinación de salarios, en que estos se elevarían para compensar al trabajador de la pérdida de renta provocada por los períodos de desempleo (Harris y Todaro, 1970). Por el contrario, la relación negativa concuerda mejor con las predicciones de las teorías no competitivas anteriormente mencionadas. La elasticidad de los salarios con respecto a (el logaritmo de) la tasa de desempleo territorial toma un valor de $-0,03$ que se encuentra claramente por debajo del $-0,10$ que parece constituir una regularidad empírica en los países desarrollados¹⁷, así como de las estimaciones de García y Montuenga (2002) y de Sanromá y Ramos (2003) para España. Con independencia del notable efecto que la delimitación de los mercados territoriales (aquí

¹⁶ Referencias importantes sobre el efecto de los sindicatos son De Menil (1971), Oswald (1982), Manning (1987) y Moene (1988). Farber (1986) y Blau y Khan (1999) ofrecen una síntesis de la literatura. La incidencia de la tasa de paro sobre el nivel salarial se ha modelizado en los trabajos sobre *insiders-outsiders* (Lindbeck y Snower, 1988) y, muy especialmente, en algunas de las versiones sobre salarios de eficiencia (Shapiro y Stiglitz, 1984).

¹⁷ Blanchflower y Oswald (1994) concluyeron que dicho valor parece constituir una regularidad empírica para numerosos países con marcos institucionales del mercado de trabajo muy variados. Una revisión más reciente de dicha literatura aparece en Sanromá y Ramos (2003).

comunidades autónomas) suele tener sobre dicha elasticidad, el reducido valor estimado resulta consistente con la evidencia española relativa a la escasa sensibilidad de los *incrementos* salariales regionales a las tasas de paro (Jimeno y Bentolila, 1998; Villaverde, 1999; Bajo *et al.*, 1999).

En suma, los resultados obtenidos (columnas V a VII del cuadro 8), especialmente los relativos al efecto de la limitada competencia en el mercado de outputs y de los factores institucionales en el mercado de trabajo, aportan evidencia directa del carácter no competitivo de las diferencias salariales territoriales, lo que conduce a considerar que la diferenciación salarial entre territorios presente en el mercado de trabajo español resulta, cuando menos parcialmente, no competitiva, es decir, no favorable a una asignación eficiente de los recursos laborales.

5. Conclusiones

La estructura de salarios de la economía española se caracteriza por la presencia de importantes diferencias salariales para trabajadores con la misma cualificación que están originadas exclusivamente en la región donde se ubican. Las diferencias salariales entre territorios constituyen en la práctica un determinante destacable de las remuneraciones individuales y están presentes en todo el espectro de la estructura salarial, de modo que cada región tiene asociados unos salarios relativos de gran similitud para todos los tipos de trabajadores.

La existencia de diferencias salariales entre regiones para trabajadores con características productivas similares contradice la posibilidad de que las diferencias salariales entre comunidades autónomas se expliquen por las diferencias territoriales de capital humano (en contraposición con la posibilidad señalada por Serrano, 2002). Dichas diferencias tampoco resultan completamente explicadas por otros factores competitivos, lo que sugiere que están induciendo una diferenciación salarial que no redunde en un

funcionamiento más eficiente del mecanismo de determinación salarial y del mercado de trabajo español y que podrían estar actuando erosionando la equidad entre territorios al influir en las disparidades territoriales de renta.

Las instituciones presentes en el mercado de trabajo español detentan una gran responsabilidad en la existencia de diferencias salariales entre regiones. Esta influencia se produce en gran medida a través de la negociación colectiva y resulta muy facilitada por la dimensión territorial que presenta el modelo español de negociación colectiva, en cuya estructura, a diferencia de buena parte de los países de la Unión Europea, predominan los convenios sectoriales de ámbito territorial inferior al nacional. Los resultados del trabajo apuntan claramente a que la influencia del territorio sobre los salarios es notablemente más acusada en el caso de los trabajadores cubiertos por convenios sectoriales con un ámbito territorial limitado que en el de los cubiertos por convenios nacionales y que, por lo tanto, dificultan la diferenciación territorial en la determinación salarial. Esta circunstancia se confirma en la medida en que las diferencias regionales de salarios pactados y percibidos presentan un patrón extremadamente similar, lo que apunta claramente a que la estructura territorial de salarios pactados en la negociación colectiva sectorial se sitúa en el origen de las diferencias salariales entre regiones en el mercado de trabajo español. En la medida en que los incrementos salariales que se producen en la negociación colectiva sectorial son muy similares entre regiones, esta circunstancia explicaría, a su vez, por qué las diferencias salariales entre territorios no tienden a corregirse con el paso del tiempo.

Fuera ya del mercado de trabajo, niveles de competencia limitados y desiguales en los mercados de productos, así como ciertos impedimentos a la acumulación de factores inducen diferencias salariales regionales más allá de lo recomendable para una eficiente asignación de factores a escala territorial.

6. Bibliografía

- Alcaide, J.; Alcaide, C. (1999): "Homogeneización de las series regionales 1986-1997", *Papeles de Economía Española*, nº 80, págs. 292-314.
- Alonso, J.; Izquierdo, M. (1999): "Disparidades regionales en el empleo y el desempleo", *Papeles de Economía Española*, nº 80, págs. 79-98.
- Bajo, O.; Rabadán, I.; Salas, R. (1999): "Regional Wage Flexibility in Spain, 1989-1992", *Regional Science Review*, vol 18, págs 63-73.
- Blackaby, D.H.; Manning, D.N. (1987): "Regional Earnings Revisited", *The Manchester School*, LV, 2, págs. 158-183.
- Blackaby, D.H.; Murphy, P.D. (1991): "Industry Characteristics and Inter-regional Wage Differences", *Scottish Journal of Political Economy*, 38(2), págs. 142-61.
- Blanchflower, D.G.; Oswald, A.J. (1989): "Wages and House Prices: Cross-Section Evidence", *London School of Economics Centre for Labour Economics Discussion Paper*, nº 345.
- Blanchflower, D.G.; Oswald, A.J. (1994): "Estimating a Wage Curve for Britain 1973-1990", *Economic Journal*, vol. 104, nº 426, págs. 1025-1043.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1999): "Institutions and Laws in the Labor Market", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland, vol. 3ª, cap. 25.
- Bover, O.; Muelbauer, J.; Murphy, A. (1989): "Housing, Wages and UK Labor Markets", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 51(2), págs. 97-136.
- Boyer, R. y D. Savageau (1985), *Places Rated Almanac*, Rand McNally, Chicago.
- Buchinsky, M. (1994): "Changes in the US structure 1963-1987: Application of quantile regression", *Econometrica*, vol. 62, págs. 405-458.
- De Menil, G. (1971), *Bargaining: monopoly power versus union power*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Dolado, J.J.; Felgueroso, F. (1997): "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español", *Moneda y Crédito*, nº 204, págs. 213-254.
- European Industrial Relations Observatory (2000): "Wage policy and EMU", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>
- Eurostat (2002): "Performance gaps between European regions", *Employment in Europe 2002*.
- Farber, H. (1986), "The Analysis of Union Behavior" en O. Ashenfelter y R. Layard (eds.) *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, vol. 2, cap. 18.
- Fina, L., González de Lena, F. y Pérez-Infante, J.I. (2001): *Negociación colectiva y salarios en España*, ed. Consejo Económico y Social.
- Fundación BBVA (2002), *Stock de capital en España y su distribución territorial (1964-2000)*.
- García, I. y Montuenga, V. (2002) *Una estimación de la curva de salarios española con datos de panel*, Simposium de Análisis Económico, Salamanca, diciembre.
- Giráldez, M.T.; Pérez-Infante, J.I.; Simón, H. (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.
- Groshen, E.L. (1991), "Five Reasons why Wages Vary among Employers", *Industrial Relations*, vol. 30, pp. 350-381.
- Haiken-DeNew, J.P. and Schmidt, C (1997): "Interindustry and Interregion Differentials: Mechanics and Interpretation", *Review of Economics and Statistics*, 79, págs. 516-521.
- Harris, J.R.; Todaro, M.P. (1970): "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis", *American Economic Review*, vol. 60.
- INE (1995, 1996), *Encuesta de Población Activa*, diversos trimestres.
- INE (1996), *Anuario Estadístico de España 1995*, Madrid.
- Jimeno, J. F.; Bentolila, S. (1998): "Regional Unemployment Persistence (Spain, 1976-1994)", *Labour Economics*, vol. 5, págs. 25-51.
- Koenker, R.; Bassett, G. (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46, págs. 33-50.
- Krueger, A.B.; Summers, L. (1988): "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure", *Econometrica*, 56(2), págs. 259-93.
- Lindbeck, A. y Snower, D. (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Lorences, J.; Felgueroso, F. (1994): "Salarios pactados en los convenios colectivos provinciales y salarios percibidos", *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, nº 25-26, págs. 109-121.
- Lorences, J.; Fernández, V.; Rodríguez, C. (1995): "Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(2), págs. 309-324.
- Manning, A. (1987), "An integration of trade union models in a sequential bargaining framework", *Economic Journal*, pp. 121-139.
- Mincer, J. (1974): *Schooling Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, Nueva York.

- Moene, K. (1988), "Union's threats and wage determination", *Economic Journal*, vol. 98, pp. 471-483.
- Moulton, B.R. (1986), "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates", *Journal of Econometrics*, vol. 32, pp. 385-397.
- OCDE (2000): "Differences among regional labour markets", *Employment Outlook. 2000*, Ginebra.
- Oswald, A.J. (1982), "The microeconomic theory of the trade union", *Economic Journal*, vol. 92, pp. 576-596.
- Rodríguez, C. (1988): *Los determinantes de las diferencias salariales interprovinciales en España: El comportamiento de las diferencias salariales en la industria española 1965-1981*, Universidad de Oviedo, Oviedo.
- Rauch, J. (1993), "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities", *Journal of Urban Economics*, vol. 34, pp. 380-400.
- Rosen, S. (1986): "La teoría de las diferencias igualadoras", *Manual de economía del trabajo*, vol. 2, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Sanromá, E.; Ramos, R. (1998): "Interregional Wage Differences in Spain. A Microdata Analysis for 1990", *Jahrbuch fuer regionalwissenschaft-Review of regional research*, vol. 19 (1), pp. 35-54.
- Sanromá, E.; Ramos, R. (2003): *Wage Curves for Spain. Evidence from the Family Budget Survey*, Documento de Trabajo de la División II de la UB n. E03/101.
- Serrano, L. (2002): "Salarios regionales y dotaciones de capital humano", *Revista de Economía Aplicada*, vol. X, nº 28, págs 23-38.
- Scully, G. (1969): "Interstate Wage Differentials: A Cross Section Analysis", *American Economic Review*, vol. 28, págs. 757-775.
- Shapiro, C. y Stiglitz, J. (1984), "Equilibrium Unemployment as a worker discipline device", *American Economic Review*, vol. 74, pp. 433-444.
- Simón, H. (2001a): "Negociación colectiva y determinación salarial en España", *Hacienda Pública Española* 157-2.
- Simón, H. (2001b): "La estructura de salarios pactados en España", *Estudios de Economía Aplicada*, nº 17.
- Simón, H. (2001c): "Negociación colectiva sectorial y tarifas salariales", *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales serie Economía y Sociología*, nº 31.
- Teulings, C.; Hartog, J. (1998): *Corporatism or competition? Labour contracts, institutions and wage structures in international comparison*, ed. Cambridge University Press.
- Villaverde, J. (1999): "Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España", *Papeles de Economía Española*, nº 80, págs. 171-184.
- Villaverde, J.; Maza, A. (2002): "Salarios y desempleo en las regiones españolas", *Papeles de Economía Española*, nº 93, págs. 182-194.

Anexo

A) La *Encuesta de Estructura Salarial*

La *Encuesta de Estructura Salarial* fue elaborada para 1995 por el Instituto Nacional de Estadística, y 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, lo que convierte a la encuesta en representativa de su ámbito de cobertura. En la primera etapa del muestro los establecimientos, previamente estratificados por región y tamaño, son seleccionados aleatoriamente del *Registro de la Seguridad Social*. En la segunda etapa los trabajadores son aleatoriamente extraídos dentro de cada establecimiento. Esta encuesta abarca todo el territorio nacional; los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores; y cubre un amplio abanico de sectores productivos (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), que no incluye ni el sector primario ni parte de los servicios.

Debido al secreto estadístico, y en función de las variables sobre las que se quiere obtener información, el INE 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 fuera de 162.459 trabajadores. Por la forma de cálculo del concepto salarial (vid. infra), de la misma 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. A su vez, se han eliminado las observaciones correspondientes a los territorios de Ceuta y Melilla, así como las de los aprendices, para los que la *Encuesta de Estructura Salarial* no incluye información sobre la comunidad autónoma de pertenencia. La aplicación de estos filtros determina un tamaño muestral de 156.009 observaciones.

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.

	<i>Media</i>	<i>Desviación típica</i>
Salario por hora (pesetas)	1542,7	1110,3
Logaritmo del salario por hora	7,18	0,53
<i>Características individuales</i>		
Varón	0,768	-
Edad	38,6	10,9
Sin estudios	0,023	-
Educación primaria	0,309	-
EGB	0,308	-
Bachillerato	0,119	-
FPI	0,050	-
FPII	0,079	-
Diplomados	0,051	-
Licenciados	0,059	-
Postgrado	0,001	-
Años de educación	8,64	3,8
Peones ^a	0,123	-
Trabajadores de producción cualificados	0,523	-
Trabajadores de administración	0,154	-
Técnicos	0,106	-
Titulados medios	0,021	-
Titulados superiores	0,031	-
Gerentes	0,041	-
Experiencia potencial	23,0	12,2
Antigüedad	10,7	10,0
Antigüedad inferior a un año	0,103	-
Contrato indefinido	0,742	-
Jornada a tiempo completo	0,963	-
<i>Características de los establecimientos</i>		
Tamaño 10-19	0,184	-
Tamaño 20-49	0,230	-
Tamaño 50-99	0,161	-
Tamaño 100-199	0,103	-
Tamaño 200 ó más	0,323	-
Andalucía	0,090	-
Aragón	0,052	-
Asturias	0,036	-
Baleares	0,031	-
Canarias	0,048	-
Cantabria	0,023	-
Castilla-La Mancha	0,048	-
Castilla y León	0,062	-
Cataluña	0,145	-
Comunidad Valenciana	0,088	-
Extremadura	0,022	-
Galicia	0,062	-
Madrid	0,127	-
Murcia	0,037	-
Navarra	0,036	-
País Vasco	0,072	-
La Rioja	0,021	-
Extracción y aglomeración de carbón	0,003	-
Extracción de minerales metálicos	0,001	-
Extr. de minerales no metálicos ni energéticos	0,011	-
Industria de productos alimenticios y bebidas	0,072	-
Industria del tabaco	0,001	-
Industria textil	0,017	-
Industria de confección y peletería	0,024	-
Industria del cuero y del calzado	0,019	-
Industria de la madera y corcho	0,025	-
Industria del papel	0,015	-
Industria de artes gráficas	0,026	-

Coquerías y refino de petróleo	0,004	-
Industria química	0,047	-
Fabricac. de prod. de caucho y materias plásticas	0,026	-
Fabric. de otros productos minerales no metál.	0,050	-
Metalurgia	0,014	-
Fabricación de prod. metálicos, excepto maquin.	0,039	-
Fabricación de maquin. y material no eléctrico	0,037	-
Fabricación de maquinaria y material eléctrico	0,027	-
Fabricación de material electrónico	0,004	-
Fabricac. de instrum. méd., de precisión y reloj.	0,006	-
Fabricación de automóviles y remolques	0,031	-
Fabricación de otro material de transporte	0,011	-
Fabric. de muebles y otras industrias manuf.	0,035	-
Producción y distrib. de en. eléctrica, gas y agua	0,017	-
Captación, depuración y distribución de agua	0,012	-
Construcción	0,076	-
Venta y repar. de vehíc. y venta de combustible	0,011	-
Comercio al por mayor e interm. del comercio	0,041	-
Comercio al por menor y repar. domésticas	0,046	-
Hostelería	0,060	-
Transporte terrestre y por tubería	0,036	-
Transporte aéreo y espacial	0,002	-
Activ. Anexas a los transp. y agencias de viajes	0,013	-
Correos y telecomunicaciones	0,010	-
Intermediación financiera, excepto seguros	0,057	-
Seguros y planes de pensiones	0,020	-
Actividades aux. a la intermediación financiera	0,001	-
Inmobiliarias	0,002	-
Alquiler de bienes muebles	0,002	-
Actividades informáticas	0,002	-
Otras actividades empresariales	0,047	-
Convenio de empresa	0,257	-
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,341	-
Convenio sectorial de ámbito inferior al nacional	0,396	-
Otro tipo de convenio	0,006	-
Número de observaciones	156.009	

^a 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).

Cuadro A.2

Resultados de la estimación de la ecuación de salarios percibidos.
Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

<i>Variables explicativas</i>	<i>Efectos fijos territoriales; Mínimos cuadrados restringidos</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Constante	6,767 **	0,010
Sexo		
Mujer	Categoría base	-
Varón	0,175 **	0,002
Experiencia	0,025 **	0,000
Experiencia*Experiencia (x100)	0,000 **	0,000
Antigüedad	0,011 **	0,000
Antigüedad*Antigüedad	0,000 **	0,000
Tipo de contrato		
Indefinido	0,098 **	0,003
De duración determinada	Categoría base	-
Tipo de jornada		
Tiempo completo	0,028 **	0,005

Tiempo parcial	Categoría base	-
Ocupación		
Peones sin cualificar	-0,676 **	0,005
Trabajadores de producción cualificados	-0,588 **	0,005
Trabajadores de administración	-0,533 **	0,005
Técnicos	-0,343 **	0,005
Titulados medios	-0,284 **	0,007
Titulados superiores	-0,196 **	0,007
Gerentes	Categoría base	-
Nivel educativo		
Sin estudios	Categoría base	-
Educación primaria	0,042 **	0,006
EGB	0,089 **	0,006
Bachillerato	0,236 **	0,006
FPI	0,188 **	0,007
FPII	0,265 **	0,007
Diplomados	0,370 **	0,007
Licenciados	0,516 **	0,008
Postgrado	0,618 **	0,029
Rama de actividad		
Extracción y aglomeración de carbón	0,326 **	0,016
Extracción de minerales metálicos	-0,146 **	0,025
Extr. de minerales no metálicos ni energéticos	0,068 **	0,004
Industria de productos alimenticios y bebidas	0,001	0,004
Industria del tabaco	0,119 **	0,024
Industria textil	-0,161 **	0,007
Industria de confección y peletería	-0,088 **	0,005
Industria del cuero y del calzado	-0,068 **	0,007
Industria de la madera y corcho	-0,045 **	0,005
Industria del papel	-0,014	0,007
Industria de artes gráficas	0,016 **	0,006
Coquerías y refino de petróleo	0,275 **	0,013
Industria química	0,122 **	0,005
Fabricac. de prod. de caucho y materias plásticas	-0,012 *	0,006
Fabric. de otros productos minerales no metál.	0,036 **	0,004
Metalurgia	0,042 **	0,007
Fabricación de prod. Metálicos, excepto maquin.	0,003	0,004
Fabricación de maquin. y material no eléctrico	0,034 **	0,005
Fabricación de maquinaria y material eléctrico	-0,013 **	0,006
Fabricación de material electrónico	0,008	0,014
Fabricac. de instrum. méd., de precisión y reloj.	0,003	0,011
Fabricación de automóviles y remolques	0,011 *	0,005
Fabricación de otro material de transporte	0,050 **	0,008
Fabric. de muebles y otras industrias manuf.	-0,108 **	0,005
Producción y distrib. de en. Eléctrica, gas y agua	0,280 **	0,007
Captación, depuración y distribución de agua	0,112 **	0,008
Construcción	Categoría base	-
Venta y repar. De vehíc. y venta de combustible	-0,002	0,008
Comercio al por mayor e interm. del comercio	-0,037 **	0,005
Comercio al por menor y repar. domésticas	-0,065 **	0,005
Hostelería	-0,039 **	0,004
Transporte terrestre y por tubería	-0,002	0,005

Transporte aéreo y espacial	0,079 **	0,022
Activ. anexas a los transp. y agencias de viajes	0,079 **	0,008
Correos y telecomunicaciones	0,166 **	0,009
Intermediación financiera, excepto seguros	0,248 **	0,005
Seguros y planes de pensiones	0,088 **	0,007
Actividades aux. a la intermediación financiera	0,333 **	0,022
Inmobiliarias	0,069 **	0,018
Alquiler de bienes muebles	-0,118 **	0,021
Actividades informáticas	-0,044 *	0,018
Otras actividades empresariales	-0,091 **	0,005
Tamaño del establecimiento		
	Categoría base	-
10-19		
20-49	0,055 **	0,003
50-99	0,108 **	0,003
100-199	0,157 **	0,003
200 ó más	0,162 **	0,003
Tipo de convenio		
Convenio de empresa	0,084 **	0,002
Convenio sectorial de ámbito nacional	-0,025 **	0,002
Convenio sectorial de ámbito inferior al nacional	Categoría base	-
Otro tipo de convenio	0,061 **	0,011
Comunidad autónoma		
Andalucía	-0,008 **	0,003
Aragón	-0,004	0,004
Asturias	-0,030 **	0,004
Baleares	-0,003	0,005
Canarias	-0,084 **	0,004
Cantabria	-0,024 **	0,004
Castilla y León	-0,062 **	0,004
Castilla-La Mancha	-0,041 **	0,003
Cataluña	0,078 **	0,002
Comunidad Valenciana	-0,022 **	0,003
Extremadura	-0,148 **	0,006
Galicia	-0,142 **	0,003
Madrid	0,079 **	0,002
Murcia	-0,122 **	0,004
Navarra	0,080 **	0,004
País Vasco	0,090 **	0,003
La Rioja	-0,016 **	0,006
Número de observaciones	156.009	
Contraste F conjunto variables explicativas (Prob>F)	2.923,5 (0,000)	

** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

B) La estructura de salarios pactados en España

Cuadro B.1

Principales características de la estructura de tarifas salariales pactadas en la negociación colectiva de sector en España. (1995; pesetas)

<i>Categoría profesional</i>	<i>Promedio (no ponderado)</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Desviación estándar/ Promedio (x100)</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Máximo/ Mínimo</i>	<i>Número de convenios colectivos</i>
Titulado superior	1.224	299	24,4	713	2.543	3,6	610
Titulado medio	1.077	245	22,7	643	2.325	3,6	606
Oficial administrativo de primera	891	172	19,3	535	2.053	3,8	1.095
Auxiliar administrativo	787	133	17,0	507	1.766	3,5	1.101
Oficial de oficio de primera	854	161	18,8	535	2.123	4,0	1.141
Oficial de oficio de segunda	819	145	17,7	520	1.854	3,6	1.035
Peón ordinario	759	123	16,2	458	1.548	3,4	1.104

Fuente: Simón (2001c).

Cuadro B.2

Resultados de la estimación de la ecuación de salarios pactados. Convenios sectoriales de ámbito territorial y autonómico. 1995.

<i>Variables explicativas</i>	<i>Mínimos cuadrados restringidos</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Constante	6,789 **	0,009
Categoría profesional		
Titulado superior	0,440 **	0,008
Titulado medio	0,317 **	0,008
Oficial administrativo de primera	0,152 **	0,006
Auxiliar administrativo	0,033 **	0,006
Oficial de oficio de primera	0,114 **	0,006
Oficial de oficio de segunda	0,071 **	0,006
Peón ordinario	Categoría base	-
Rama de actividad		
Extracción y aglomeración de carbón	0,060	0,035
Industria del tabaco	-0,140 **	0,025
Industria textil	-0,201 **	0,009
Industria del cuero y del calzado	-0,246 **	0,033
Industria de la madera y corcho	-0,090 **	0,030
Industria del papel	-0,315 **	0,020
Industria de artes gráficas	-0,184 **	0,010
Coquerías y refino de petróleo	0,082	0,063
Fabricac. de prod. de caucho y materias plásticas	0,059	0,032
Fabric. De otros productos minerales no metál.	-0,089 **	0,028
Metalurgia	-0,111 **	0,026
Fabricación de maquin. y material no eléctrico	-0,089 **	0,010
Fabricación de otro material de transporte	-0,077 **	0,010
Producción y distrib. De en. eléctrica, gas y agua	-0,248 **	0,024
Captación, depuración y distribución de agua	-0,075 **	0,043
Construcción	Categoría base	-
Venta y repar. de vehíc. y venta de combustible	0,006	0,027
Comercio al por mayor e interm. del comercio	-0,153 **	0,011
Comercio al por menor y repar. domésticas	-0,214 **	0,008
Hostelería	-0,165 **	0,012

Transporte terrestre y por tubería	-0,151 **	0,010
Correos y telecomunicaciones	-0,008	0,014
Alquiler de bienes muebles	0,236 **	0,063
Otras actividades empresariales	-0,318 **	0,063
Comunidad autónoma		
Andalucía	-0,011 *	0,005
Aragón	-0,049 **	0,008
Asturias	0,024 *	0,011
Baleares	0,080 **	0,021
Canarias	-0,033 **	0,010
Cantabria	-0,022	0,012
Castilla y León	-0,076 **	0,007
Castilla-La Mancha	-0,059 **	0,005
Cataluña	0,055 **	0,005
Comunidad Valenciana	-0,025 **	0,006
Extremadura	-0,143 **	0,013
Galicia	-0,102 **	0,006
Madrid	0,016 *	0,008
Murcia	-0,039 **	0,011
Navarra	0,113 **	0,012
País Vasco	0,177 **	0,007
La Rioja	0,056 **	0,015
Número de observaciones	5.632	
Contraste F conjunto variables explicativas (Prob>F)	157,6 (0,000)	

** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

C) Definición y fuentes de las variables relativas a características regionales

Nivel de precios: El nivel de precios por comunidades autónomas para 1995 se ha calculado a partir de las estimaciones sobre niveles de precios regionales relativos realizadas por FIES (Alcaide y Alcaide, 1999). Con el fin de contrastar la validez de este índice del coste de la vida por territorios se utilizó también el derivado de la Encuesta Regional de Precios, realizada para 1989 por el Instituto Nacional de Estadística, aplicando los correspondientes incrementos desde 1989 a 1995 del Índice de Precios al Consumo de cada comunidad autónoma. En la medida en que los índices de precios resultantes eran acusadamente similares, los resultados obtenidos no experimentan variaciones de relevancia.

Nivel de precio de la vivienda: El nivel de precio considerado corresponde al precio por metro cuadrado en 1995 para la vivienda nueva en cada comunidad autónoma. Cabe considerar dicha elección como adecuada en la medida en que los precios de las viviendas nuevas y usadas presentan una elevada correspondencia por territorios. Los datos se han tomado de la página web del Ministerio de Fomento.

Kilómetros de costa: Los kilómetros de costa se han definido como los límites marítimos peninsulares -excluyendo, pues, el perímetro de las pequeñas islas e islotes- de cada una de las comunidades autónomas de la península y los límites marítimos insulares en los casos de Baleares y Canarias. Dicha información se ha obtenido a partir del *Anuario Estadístico de España*, elaborado por el INE.

Indicador de suavidad climática: Como la mayoría de las personas tiende a preferir condiciones climáticas suaves antes que extremas, se ha tomado como punto de partida para aproximar los posibles efectos de las condiciones climáticas de cada comunidad autónoma sobre los salarios la metodología propuesta en el *Places Rated Almanac* por Boyer y Savageau (1985). De acuerdo con esta metodología, se le asigna a cada territorio (en nuestro caso la provincia) 1000 puntos, a partir de los cuales se restan puntos en función de los valores que toman un conjunto de indicadores parciales obtenidos del *Anuario Estadístico de España* del INE. Una vez obtenido el valor para cada provincia se combina dicha información para obtener el indicador de suavidad climática de la comunidad autónoma. Los indicadores parciales utilizados, calculados como los promedios anuales desde 1931 a 1980, son los siguientes:

- *Meses muy calurosos y muy fríos:* se restan diez puntos por cada mes en que la temperatura media está por encima de los 21 grados centígrados o por debajo de los 0 grados centígrados. Adicionalmente, se restan 10 puntos (siempre que el total del cálculo

anterior no supere los 20 puntos) si la temperatura media está por encima de los 27 grados centígrados o por debajo de los -7.

- *Variación estacional de la temperatura:* se resta de la puntuación base la diferencia en grados centígrados entre la temperatura máxima media y la temperatura mínima media.
- *Días de lluvia y de nieve:* se restan tantos puntos como el número medio de días de lluvia o de nieve y uno más por cada día en que la temperatura media es igual o inferior a los 0 grados centígrados.
- *Temperaturas extremadamente altas:* Puesto que la humedad relativa tiene un importante efecto sobre la sensación de calor, se restan puntos de acuerdo con cada media local de humedad relativa y de temperaturas máximas. Si la temperatura máxima está por encima de los 40 grados centígrados, se restan tres puntos y se multiplica por cinco si la humedad relativa es inferior al 60%, por diez si está entre 60% y 65%, por quince si está entre 65% y 70%, por veinte si está entre 70% y 75% y por veinticinco si la humedad relativa supera el 75%. Si la temperatura máxima está entre 36 y 50 grados centígrados, se restan dos puntos con la misma corrección anterior en función de la humedad relativa. Y, finalmente, si la temperatura máxima está entre 32 y 36, se resta un punto según la misma corrección respecto a la humedad relativa.

Número de cines per cápita: Las posibilidades de diversión y entretenimiento se han aproximado por el número de salas de cine existentes en cada Comunidad Autónoma en el año 1995 en relación al número de habitantes. Dicha información se ha obtenido del *Anuario Estadístico de España*, elaborado por el INE.

Camas hospitalarias per cápita: Los servicios sanitarios de un territorio se han aproximado por el número de camas en funcionamiento en establecimientos sanitarios con régimen de internado en proporción a la población de cada Comunidad Autónoma para 1995. Dicha información se ha tomado del *Anuario Estadístico de España* del INE.

Stock de capital físico: Se trata del stock de capital físico para el año 1995 de cada comunidad autónoma vinculado a actividades privadas (excluyendo la agricultura y la pesca). Dicha información procede de la base de datos *Stock de Capital en España y su distribución territorial (1964-2000)* de la Fundación BBVA.

Indicador de competencia exterior: Con el objetivo de medir el grado de competencia exterior al que está expuesto un territorio, se ha calculado la ratio entre el valor de las importaciones realizadas por una comunidad autónoma y su PIB en el año 1995. Ambos datos proceden de la

Contabilidad Regional de España para dicho año, elaborada por el INE.

Tasa de desempleo no agrario: Los datos de desempleo no agrario se han calculado a partir de los datos facilitados por la *Encuesta de Población Activa*, elaborada por el INE. Más concretamente, la tasa de desempleo no agrario por comunidades autónomas para 1995 se ha calculado como el promedio de dicha tasa para los cuatro trimestres del año.

Indicador de poder sindical: Dicha variable corresponde a la capacidad de convocatoria de los sindicatos en las huelgas convocadas a nivel nacional en cada comunidad autónoma para el período 1992-1995 (*Boletín de Estadísticas Laborales*).

Cuadro 1

Diferencias regionales de salarios en el mercado de trabajo español. *Encuesta de Estructura Salarial. 1995.*

Comunidad autónoma	Coefficiente	Error estándar
Andalucía	-0,008 **	0,003
Aragón	-0,004	0,004
Asturias	-0,030 **	0,004
Baleares	-0,003	0,005
Canarias	-0,084 **	0,004
Cantabria	-0,024 **	0,004
Castilla-La Mancha	-0,062 **	0,004
Castilla y León	-0,041 **	0,003
Cataluña	0,078 **	0,002
Comunidad Valenciana	-0,022 **	0,003
Extremadura	-0,148 **	0,006
Galicia	-0,142 **	0,003
Madrid	0,079 **	0,002
Murcia	-0,122 **	0,004
Navarra	0,080 **	0,004
País Vasco	0,090 **	0,003
La Rioja	-0,016 **	0,006
Desviación estándar ajustada	0,075	
Número de observaciones	156.009	

Nota: Los coeficientes de las variables ficticias que reflejan la comunidad autónoma han sido estimados a partir de la regresión por mínimos cuadrados restringidos de la ecuación salarial (1) que incluye otras variables explicativas, y reflejan diferencias en relación al salario medio nacional. Los resultados de la estimación de la ecuación salarial aparecen en el cuadro A.2 del anexo. ** y * indican que los coeficientes individuales son significativos al 1 y al 5%, respectivamente.

Cuadro 2

Dispersión de las diferencias salariales entre las regiones españolas. *Encuesta de Estructura Salarial. 1995.*

	Desviación estándar ajustada
TODOS LOS TRABAJADORES	0,075**
NIVEL DE CUALIFICACIÓN	
Percentil 10	0,076**
Cuartil 25	0,074**
Mediana	0,076**
Cuartil 75	0,079**
Percentil 90	0,081**
GRUPOS OCUPACIONALES	
Peones	0,083**
Trabajadores de producción cualificados	0,080**
Trabajadores de administración	0,060**
Técnicos	0,075**
Titulados medios y superiores	0,064**
Gerentes	0,100**
TIPO DE CONVENIO COLECTIVO	
De sector nacional	0,053**
De sector de ámbito inferior al nacional	0,096**
De empresa	0,067**

Nota: Los valores que aparecen en el cuadro corresponden a la desviación estándar ajustada de los coeficientes de las variables ficticias por comunidad autónoma estimados a partir de la ecuación salarial (1). Tal como se indica en el cuadro dichos diferenciales han sido estimados para el conjunto de la muestra, para distintas submuestras de trabajadores, así como en distintos percentiles de la distribución de salarios individuales. ** indica que el conjunto de los diferenciales salariales son distintos de cero con una significatividad inferior al 1%.

Cuadro 3

Correspondencia de los diferenciales territoriales de salarios por grupos ocupacionales. *Encuesta de Estructura Salarial. 1995.*

	Peones	Trab. prod.	Trab. Adm.	Técnicos	Titulados	Gerentes
Peones	1	0,925**	0,910**	0,724**	0,865**	0,739**
Trabajadores de producción cualificados		1	0,883**	0,769**	0,752**	0,720**
Trabajadores de administración			1	0,846**	0,855**	0,749**
Técnicos				1	0,746**	0,846**
Titulados					1	0,796**
Gerentes						1

Nota: Valores del coeficiente de correlación de Pearson para cada par de grupos ocupacionales de los coeficientes de las variables ficticias correspondientes a las comunidades autónomas obtenidos en regresiones independientes para cada grupo ocupacional de la ecuación salarial (1). La correspondencia de los grupos ocupacionales 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 (D-E), gerentes (A-B-C). ** y * indican que la correlación es significativa al 1% y 5%, respectivamente, en un test bilateral.

Cuadro 4

Correspondencia de los diferenciales territoriales de salarios en diferentes puntos de la estructura salarial. *Encuesta de Estructura Salarial. 1995.*

	Percentil 10	Cuartil 25	Mediana	Cuartil 75	Percentil 90
Percentil 10	1	0,976**	0,901**	0,787**	0,675*
Cuartil 25		1	0,969**	0,892**	0,800**
Mediana			1	0,974**	0,912**
Cuartil 75				1	0,975**
Percentil 90					1

Nota: Valores del coeficiente de correlación de Pearson para cada distintos puntos de la distribución de salarios de los coeficientes de las variables ficticias correspondientes a las comunidades autónomas obtenidos en regresiones independientes para cada percentil de la ecuación salarial (1). ** y * indican que la correlación es significativa al 1% y 5%, respectivamente, en un test bilateral.

Cuadro 5

Influencia del territorio en la determinación de los salarios individuales en el mercado de trabajo español. *Encuesta de Estructura Salarial. 1995.*

	Variabilidad de los salarios individuales explicada (%)	
	Cota mínima	Cota máxima
TODOS LOS TRABAJADORES	1,8	6,8
TIPO DE CONVENIO COLECTIVO		
De sector nacional	0,9	4,0
De sector de ámbito inferior al nacional ^a	3,9	10,0
De empresa	1,6	4,4

^a La categoría que permite distinguir la *Encuesta de Estructura Salarial* es la de convenios de ámbito superior a la empresa e inferior al nacional. Los convenios más relevantes de esta categoría son los convenios provinciales de sector (que cubren a un 95% de los trabajadores cubiertos por convenio en este ámbito, según la *Estadística de convenios colectivos*).

Cuadro 6

Diferenciales regionales de salarios pactados en los convenios colectivos sectoriales de ámbito provincial y autonómico.

<i>Comunidad autónoma</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Andalucía	-0,011 *	0,004
Aragón	-0,049 **	0,008
Asturias	0,024 *	0,011
Baleares	0,080 **	0,022
Canarias	-0,034 **	0,009
Cantabria	-0,022	0,007
Castilla-La Mancha	-0,076 **	0,005
Castilla y León	-0,059 **	0,012
Cataluña	0,055 **	0,005
Comunidad Valenciana	-0,025 **	0,006
Extremadura	-0,143 **	0,012
Galicia	-0,102 **	0,006
Madrid	0,016 *	0,008
Murcia	-0,039 **	0,011
Navarra	0,113 **	0,012
País Vasco	0,177 **	0,007
La Rioja	0,056 **	0,015
Desviación estándar ajustada	0,080	
Número de observaciones	5.632	

Nota: Los coeficientes de las variables ficticias que reflejan la comunidad autónoma han sido estimados a partir de la regresión de la ecuación salarial (1) que incluye otras variables explicativas, y reflejan diferencias en relación al salario medio nacional. ** y * indican que los coeficientes individuales son significativos al 1 y al 5%, respectivamente.

Cuadro 7

Correspondencia de las diferencias regionales de salarios percibidos y de salarios pactados. 1995.

	<i>Coefficiente de correlación</i>
TODOS LOS TRABAJADORES	0,822**
NIVEL DE CUALIFICACIÓN	
Percentil 10	0,834**
Cuartil 25	0,871**
Mediana	0,848**
Cuartil 75	0,779**
Percentil 90	0,677**
GRUPOS OCUPACIONALES	
Peones	0,748**
Trabajadores de producción cualificados	0,861**
Trabajadores de administración	0,729**
Técnicos	0,703**
Titulados medios y superiores	0,599**
Gerentes	0,665**
TIPO DE CONVENIO COLECTIVO	
De sector nacional	0,727**
De sector de ámbito inferior al nacional	0,843**
De empresa	0,748**

Nota: Coeficiente de correlación de Pearson de los coeficientes de las variables ficticias correspondientes a las comunidades autónomas estimadas en las ecuaciones salariales (1) y (2). ** y * indican que la correlación es significativa al 1% y 5%, respectivamente, en un test bilateral.

Cuadro 8
Diferencias salariales regionales y características regionales.

	I	II	III	IV	V	VI	VII
Efectos fijos territoriales	Sí	No	No	No	No	No	No
Nivel de precios (log)	-	-	0,8154* *	1,3313**	1,2655**	1,3817**	1,2889**
Nivel de precio de la vivienda (log)	-	-	0,1174* *	0,0789**	0,0671**	0,0743**	0,0610**
Factores de atracción							
Kilómetros de costa (log)	-	-	-	-0,0001**	-0,0001**	-0,0001**	-0,0123**
Índice de suavidad climática	-	-	-	-0,0001*	-0,002**	0,0001	-0,0002**
Número de cines per cápita (log)	-	-	-	-0,0707**	-0,0562**	-0,0753**	-0,0614**
Camas hospitalarias per cápita (log)	-	-	-	-0,0614**	-0,0403**	-0,0756**	-0,0571**
Stock de capital físico (log)	-	-	-	-	0,0120**	-	0,0156**
Indicador de competencia exterior	-	-	-	-	-0,0081**	-	-0,0087**
Tasa de desempleo no agrario (log)	-	-	-	-	-	-0,0158**	-0,0312**
Indicador de poder sindical	-	-	-	-	-	0,0099**	0,0107**
R ² ajustado	0,623 0	0,606 0	0,6123	0,6150	0,6151	0,6151	0,6152

Nota: Coeficientes y coeficiente de determinación de las variables detalladas en el cuadro estimados cuando se incluyen las mismas en la ecuación salarial en lugar de las variables ficticias territoriales. ** y * indican que el coeficiente es significativo al 1 y al 5 por ciento, respectivamente. Los modelos III a VI han sido estimados por Mínimos Cuadrados Generalizados a partir del método propuesto por Rauch (1993). La definición y fuentes de las variables relacionadas con las características regionales se describen en el apartado C del anexo.