

Afiliación sindical y salarios relativos en el mercado de trabajo español. ¿Son los asalariados españoles *free riders*?

Elena Martínez Sanchís

Institute for Fiscal Studies-University College of London

Hipólito J. Simón

Universidad de Alicante-Instituto de Economía Internacional

Resumen

El marco legal que regula las relaciones laborales en España determina que lo pactado en la negociación colectiva se extienda por igual a todos los trabajadores de los ámbitos de aplicación de los convenios colectivos, independientemente de si están afiliados a un sindicato o no. En este contexto institucional los trabajadores tienen incentivos para actuar como *free riders* en relación con la afiliación sindical, lo que sería consecuente con la elevada tasa de cobertura de la negociación colectiva y la baja tasa de afiliación que se dan en el mercado laboral español. En el trabajo se analiza si la afiliación sindical aumenta los salarios en el mercado de trabajo español, lo que viene a constituir una contrastación de la ausencia de incentivos a la afiliación, al menos monetarios, con la que se enfrentan los asalariados españoles.

Palabras clave: afiliación sindical; diferencias salariales.

Código JEL: J31, J51.

Introducción

Los sindicatos y la negociación colectiva constituyen una de las piedras angulares de los sistemas de relaciones laborales y, por extensión, de los mecanismos de determinación salarial de los países desarrollados. Esta circunstancia explica, sin duda, la extensa atención que los efectos de la acción sindical han recibido en la literatura económica¹. Uno de los aspectos más estudiados y documentados en el análisis económico de los sindicatos es la influencia que la afiliación sindical de los trabajadores ejerce sobre sus salarios relativos². Esta cuestión ha recibido, no obstante, una atención preferente para países como Estados Unidos o el Reino Unido³, en los que el sistema institucional facilita la existencia de patrones diferentes de determinación de los salarios para trabajadores afiliados y no afiliados⁴. En contraste, ha sido investigada en mucha menor medida para

¹ Buenas referencias en este sentido son, a título de ejemplo, Booth (1995) o Boeri et al. (2001).

² Véase Farber (2001) para una revisión de la literatura relacionada con la acción sindical. Una amplia revisión sobre el efecto de la afiliación sindical en los salarios relativos se puede consultar en Lewis (1986, 1990) y Booth (1995).

³ Una excelente revisión de esta literatura se puede consultar en Lewis (1986) o Blanchflower y Bryson (2002).

⁴ El sistema legal imperante en el Reino Unido permite un trato diferenciado a los trabajadores afiliados y no afiliados dentro del mismo centro de trabajo, en la medida en que no existe el requerimiento legal de que el sindicato y la empresa negocien las condiciones laborales de todos los trabajadores (Hildreth, 2000). En el caso de Estados Unidos, si bien esta discriminación no está legalmente permitida por la ley federal, sí lo está cuando el sindicato que negocia no es el único agente en la negociación con la empresa,

economías como las europeas, en las que si bien por lo general la negociación colectiva cubre de partida únicamente a los trabajadores pertenecientes a las organizaciones sindicales que participan en la negociación, es frecuente la presencia de mecanismos posteriores de extensión de la negociación colectiva, de modo que la misma cubre casi indistintamente a trabajadores afiliados y no afiliados (véase Comisión Europea, 2000, 2002).

La teoría económica señala que en un marco institucional donde los contenidos pactados en la negociación colectiva se extienden por igual a todos los trabajadores del ámbito de negociación correspondiente, independientemente de su estatus sindical, los resultados de la acción sindical constituyen un bien público, de modo que existen incentivos por parte de los trabajadores para actuar como *free riders*, esto es, para beneficiarse de la acción sindical sin incurrir en ninguno de los costes derivados de la afiliación sindical (Booth, 1985; Naylor, 1989; Booth y Chatterji, 1993, 1995). Los resultados de algunas investigaciones recientes apuntan, sin embargo, a la posibilidad de que incluso en entornos donde todos los trabajadores están cubiertos por la negociación colectiva pudieran existir ventajas salariales a favor de los afiliados a sindicatos: los trabajos de Budd y Na (2000) y Hildreth (2000) muestran la presencia para Estados Unidos y el Reino Unido, respectivamente, de una ventaja salarial relativa para los trabajadores afiliados sobre los no afiliados en centros de trabajo donde ambos colectivos están cubiertos por la negociación colectiva⁵ ⁶. Estos resultados cuestionarían la hipótesis del comportamiento como *free riders* de aquellos trabajadores cubiertos por la negociación colectiva, pero no afiliados a las organizaciones sindicales, en la medida en que en la práctica no obtendrían los mismos beneficios pecuniarios que los trabajadores afiliados.

La relación entre la afiliación sindical y los salarios en entornos institucionales en los que no existe ningún vínculo directo entre el estatus sindical y los salarios se puede justificar básicamente en la medida en que exista discriminación a favor de los trabajadores

amén de poder producirse a través de una discriminación con carácter ilegal entre trabajadores afiliados y no afiliados (Budd y Na, 2000).

⁵ Este tipo de situación es relativamente frecuente en ambos países: entre el 30% y el 35% de los empleados británicos cubiertos por convenios colectivos no son miembros de sindicatos (Hildreth, 2000; Forth y Millwad, 2002), mientras este porcentaje es del 10% en Estados Unidos (Budd y Na, 2000).

⁶ Este tipo de evidencia es, en cualquier caso, todavía escasa y ofrece resultados que no son del todo concluyentes. A título de ejemplo, el trabajo de Booth y Bryan (2001) para el Reino Unido no encuentra diferencias salariales significativas asociadas al estatus sindical en centros donde todos los trabajadores están cubiertos por la negociación colectiva.

afiliados en el trato salarial o en la promoción a categorías de mayores salarios⁷. Esta discriminación podría resultar favorecida tanto por los sindicatos, con el fin de desincentivar el comportamiento individual como *free rider* y aumentar su afiliación general, como por las empresas, que al garantizarse de esta forma la cooperación de los sindicatos podrían beneficiarse de mayores grados de eficiencia productiva⁸ (Blanchflower y Freeman, 1992; Budd y Na, 2000). La presencia de cooperación entre empresa y sindicatos explicaría, asimismo, por qué aquéllas no sustituirían los trabajadores afiliados, comparativamente más caros, por los no afiliados (Booth y Bryan, 2001).

El objetivo de este trabajo es analizar empíricamente la incidencia de la afiliación sindical en los salarios en el mercado de trabajo español, con el fin de analizar la influencia de los sindicatos en la determinación de los salarios en nuestro país, así como evaluar si los asalariados españoles se comportan como *free riders*. Consideramos que las características institucionales del mercado de trabajo español aconsejan y propician el contraste de esta cuestión. Por una parte, España constituye un caso extremo de entorno institucional que establece la aplicación del contenido de la negociación colectiva por igual a todos los trabajadores independientemente de su afiliación sindical. El principio de eficacia general automática de los convenios colectivos recogido en el art. 82.3 del Estatuto de los Trabajadores constituye en la práctica uno de los mecanismos de extensión de la negociación colectiva más vinculante de los países europeos⁹ (véase Comisión Europea, 2000). La presencia de este precepto legal determina que la tasa de cobertura de la negociación colectiva sea notablemente elevada en el caso de nuestro país, en torno al 80-90% de los asalariados (Fina et al., 2001; Giráldez et al., 2002). Esta circunstancia contrasta con una tasa de afiliación sindical que se sitúa por debajo del 20% de los asalariados, y que se encuentra entre las más bajas de los países desarrollados¹⁰, y apunta a la posibilidad de que el grueso de los asalariados españoles, aquellos cubiertos por la negociación colectiva pero no afiliados a las organizaciones sindicales, esté incurriendo en un comportamiento de *free rider*. No obstante, el grueso de los trabajadores cubiertos por

⁷ La relación empírica entre afiliación sindical y salarios puede resultar también consecuencia, en cualquier caso, de la presencia de diferencias entre afiliados y no afiliados en ciertas características inobservables que influyen en los salarios, tales como la habilidad productiva, las preferencias o las motivaciones; así como de un posible sesgo de selección.

⁸ Una revisión de la literatura que analiza el efecto de la acción sindical sobre la eficiencia económica se puede encontrar en Freeman y Medoff (1984) y Booth (1995).

⁹ Si bien la presencia de mecanismos de extensión del contenido de los convenios colectivos de ámbito supraempresarial es habitual en la Unión Europea, España es el único país miembro de esta organización donde el contenido de los convenios colectivos se extiende a priori por ley a todos los trabajadores y empresas de su ámbito funcional de aplicación, sin necesidad de mecanismos adicionales de extensión (Comisión Europea, 2000).

¹⁰ Puede encontrarse evidencia sobre la afiliación sindical en diversos países, entre ellos España, en Boeri et al. (2001).

la negociación colectiva en el mercado de trabajo español lo está por un convenio colectivo de sector (véase *Estadística de convenios colectivos*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales), los cuales establecen tarifas salariales que tienen legalmente el carácter de suelos salariales para los distintos tipos de trabajadores. Aunque el grado de vinculación de las tarifas salariales de sector pudiera ser elevado¹¹, en la práctica existen mecanismos de deriva salarial entre estos salarios pactados y los efectivamente percibidos por los trabajadores (Lorences y Felgueroso, 1994), que determinan la presencia de un amplio margen por parte de los empleadores para discriminar salarialmente entre trabajadores en función de su afiliación sindical. Las características institucionales determinan, en suma, que sea plausible en nuestro país la presencia de diferencias salariales entre trabajadores afiliados y no afiliados, lo que convierte su contrastación empírica en una cuestión de interés.

Los trabajos que han analizado la incidencia de la afiliación sindical en los salarios individuales en España son muy escasos¹². Hasta donde alcanza nuestro conocimiento, el único trabajo que ha abordado la cuestión para nuestro país es Blanchflower y Bryson (2002), en el contexto de un análisis comparativo internacional. Los resultados de este trabajo apuntan a la presencia en el mercado de trabajo español de una prima salarial significativa a favor de los trabajadores afiliados, aunque los mismos deberían ser interpretados con cautela¹³. El escaso desarrollo de esta literatura para el caso español resulta muy posiblemente explicada por la escasez de fuentes de datos microeconómicos con información individual sobre el estatus sindical de los asalariados y sobre los salarios percibidos. La reciente elaboración por parte del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales de la Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo, una encuesta anual disponible desde 1999, establece la posibilidad de un análisis detallado del efecto microeconómico de la afiliación sindical sobre los salarios.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la primera sección se describe la base de datos empleada, así como la especificación del modelo y otras cuestiones metodológicas de relevancia en el análisis. En la segunda se contrasta el efecto de la

¹¹ Según datos de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo*, para los años 1999-2001 más del 50% de los asalariados españoles del sector privado decía cobrar exactamente el salario estipulado en su convenio colectivo de referencia.

¹² Rodríguez (1996) y Simón (2003) analizan los factores que determinan la afiliación sindical en España, pero no su efecto sobre los salarios. Lorences y Felgueroso (1994) y Simón (2001), por su parte, contrastan la influencia que las tarifas salariales pactadas en la negociación colectiva de sector ejercen en la determinación de los salarios.

¹³ Consideramos que esto es así debido a que dichos autores no pueden controlar por variables relevantes en la determinación salarial, así como porque no controlan por la endogeneidad de la afiliación sindical, lo que puede sesgar sus resultados.

afiliación sindical sobre los salarios a nivel microeconómico en el mercado de trabajo español. En el apartado de conclusiones se sintetizan y comentan los principales hallazgos del trabajo.

En síntesis, los principales resultados apuntan a que la afiliación sindical ejerce una influencia significativa sobre los salarios en el mercado de trabajo español, de modo que los afiliados ganan alrededor de un 4% más que los no afiliados con las mismas características. La ventaja salarial esperada asociada a la afiliación es, por su parte, un determinante destacado de la afiliación sindical. Finalmente, cabe destacar la importancia de la elección del modelo: no corregir la endogeneidad de la afiliación sindical en las ecuaciones salariales, así como no estimar separadamente dichas ecuaciones para afiliados y no afiliados conduce a cambios de relevancia en los principales resultados del trabajo.

1. Datos y metodología

La fuente de información utilizada en este trabajo es la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo* (a partir de ahora ECVT), elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales con periodicidad anual desde 1999, y que cubre todo el territorio nacional, con excepción de Ceuta y Melilla. En la actualidad se encuentra disponible hasta 2002. El ámbito poblacional queda delimitado por la población ocupada de 16 y más años que reside en viviendas familiares, y los objetivos genéricos de la encuesta se centran en la obtención de información sobre diversas cuestiones relacionadas con el empleo, tales como las actitudes y valores hacia el trabajo, o la trayectoria laboral de los ocupados, así como información sobre su entorno familiar. Esta encuesta incluye una muy abundante información sobre las características personales de los individuos, así como sobre diversas características de los puestos de trabajo y de los establecimientos en los que prestan sus servicios¹⁴, lo que permite un adecuado control de su influencia en la relación entre afiliación sindical y los salarios. Con relación a la afiliación de los trabajadores, en la ECVT existen preguntas relativas a la afiliación actual, así como al sindicato de pertenencia de los trabajadores.

La encuesta consta de alrededor de 6.000 observaciones cada uno de los años, correspondientes a individuos ocupados en la semana de referencia. La muestra original de la ECVT está compuesta por ocupados, pero a los efectos de este trabajo se ha optado por limitar la muestra a ocupados asalariados, tanto del sector público como privado. Se ha procedido a filtrar la muestra eliminando las observaciones correspondientes a aquellos

¹⁴ Véase el anexo para un detalle de la encuesta y la definición y los estadísticos descriptivos de las variables empleadas en el análisis.

encuestados con respuestas perdidas o en la categoría de no sabe/no contesta en relación a las variables de interés en el análisis. Estos filtros determinan una muestra final de 9.008 observaciones correspondientes a los años 1999-2001.

La información sobre salarios contenida en la ECVT proviene de las respuestas a la pregunta “¿Podría decirme los ingresos mensuales netos que recibe actualmente por el trabajo que Vd. realiza?”, a la que los encuestados responden asignándose a un tramo de ingresos (para un detalle de los mismos, véase el cuadro A.1 del anexo). El hecho de que los salarios estén expresados en tramos determina, como veremos en esta sección, la necesidad del uso de un método de estimación que permita un tratamiento adecuado a esta naturaleza de la variable dependiente.

Los estadísticos descriptivos de la muestra aparecen en el cuadro A.1 del anexo. En relación a las principales variables de interés, el porcentaje de afiliados en la muestra es del 19% de los asalariados, el cual está en el entorno de las estimaciones más recientes existentes para la economía española (véase Simón, 2003, o Boeri et al., 2001). Asimismo, se observan diferencias apreciables entre los trabajadores afiliados y los no afiliados en la distribución de los salarios, con la distribución de los afiliados más sesgada hacia la derecha. La misma circunstancia se reproduce en relación con otras características de ambos colectivos: sin ánimos de exhaustividad, los afiliados son en mayor medida varones y trabajadores de administración, presentan una mayor edad y antigüedad en el trabajo y trabajan en mayor medida en empresas grandes. Así pues, los afiliados y los no afiliados difieren en sus características, una circunstancia que debe ser considerada en el análisis de las diferencias salariales entre ambos colectivos.

1.1. Parámetros de interés

La principal cuestión de interés en este trabajo es el efecto que la afiliación sindical ejerce sobre los salarios individuales en el mercado de trabajo español. El diferencial salarial inducido por la afiliación para un individuo i se puede expresar como

$$\delta_i = \frac{w_{si} - w_{ni}}{w_{ni}} \quad (1.1)$$

donde w_{si} y w_{ni} representan el salario del individuo i en el caso de afiliarse y no afiliarse, respectivamente. El parámetro de interés es, por tanto, el diferencial salarial medio inducido por la afiliación. En la medida en que las diferencias son pequeñas, este diferencial se puede aproximar por la diferencia en el efecto proporcional de los sindicatos en los salarios de los trabajadores afiliados y no afiliados, diferencia que a su

vez puede ser aproximada, con fines operativos, por la diferencia en el logaritmo de los salarios, implicando que

$$\delta_i \approx \ln(w_{si}) - \ln(w_{ni})$$

La estimación de la media de este diferencial ha constituido el objetivo de buena parte de la literatura empírica sobre los efectos de los sindicatos, y también la de este trabajo. Un problema que dificulta su cálculo es el hecho de no observar al mismo individuo bajo los dos regímenes en consideración, es decir, no observamos al mismo individuo siendo afiliado y no afiliado al mismo tiempo, no pudiendo por tanto calcular esta diferencia para cada individuo. La forma de identificar el parámetro de interés difiere, obviamente, en función del modelo de estimación que consideremos. En esta sección se consideran dos posibles modelos, el modelo con efecto del tratamiento constante (*treatment effect model*) y el modelo de regresiones alternantes (*endogenous switching regression*). Se discute en cada caso la identificación del parámetro de interés y se analizan las diferencias entre ambos.

Consideremos el siguiente modelo para las ecuaciones de salarios individuales de trabajadores afiliados y no afiliados. Ambas ecuaciones son ecuaciones *mincerianas* aumentadas (véase Mincer, 1974), basadas en los modelos estándar de capital humano, en las que se asume implícitamente que los salarios dependen de las dotaciones relativas de capital humano, así como de ciertas características de los puestos de trabajo y de los establecimientos en los que los asalariados prestan sus servicios. Así, las dos ecuaciones salariales se expresan como

$$\begin{aligned} \ln w_{si} &= \alpha_s + \beta'_s X_i + u_s \\ \ln w_{ni} &= \alpha_n + \beta'_n X_i + u_n \end{aligned} \tag{1.2}$$

donde $\ln w_i$ corresponde al logaritmo del salario neto por hora para el trabajador i ; X_i es un vector de variables explicativas; los términos u_i son términos de error aleatorios; los parámetros α recogen la constante de cada ecuación; β es un vector (columna) de parámetros para cada ecuación. El vector X_i incluye variables estándar que reflejan el capital humano y las características personales del trabajador (la edad, el sexo, la educación, la antigüedad en la empresa, el estado civil, si el trabajador es inmigrante), así como características de su puesto de trabajo y del establecimiento en el que trabaja (el tipo de contrato, el sector de actividad, la comunidad autónoma de ubicación y el tamaño del establecimiento).

Los individuos seleccionan su status sindical ($S_i = 1$ si el trabajador decide afiliarse y $S_i = 0$ en caso contrario) de acuerdo con la siguiente variable aleatoria latente S^*

$$S_i = 1 \text{ si } S_i^* = \gamma'Z_i + v_i > 0 \quad (1.2)'$$

donde Z es un vector de variables explicativas que afectan la decisión de afiliación. Dichas variables aproximan los costes y beneficios asociados a la afiliación, representando una forma reducida de la utilidad neta asociada a la afiliación. Entre otras circunstancias, estas variables aproximan la ventaja salarial asociada a la afiliación sindical.

Únicamente observamos el salario de afiliado de un individuo i $\ln w_{si}$ si $S_i=1$, mientras que el salario del no afiliado $\ln w_{ni}$ únicamente se observa si $S_i=0$. En este contexto, mientras que el modelo con efecto de tratamiento constante supone tanto que los coeficientes correspondientes al vector de variables X coinciden para las dos ecuaciones (es decir, $\beta_{sk} = \beta_{nk}$ para todo elemento k del vector β) como que los términos de error son iguales en las dos ecuaciones de la expresión (1.2), el modelo de regresiones alternantes permite que los coeficientes sean distintos para afiliados y no afiliados, así como un término de error distinto en cada ecuación. No obstante, cabe destacar que el modelo de regresiones alternantes se apoya en supuestos distribucionales de los errores, tal y como detallaremos más adelante.

1.2. Modelo con efecto de tratamiento constante (*Constant Treatment Effect Model*)

Bajo los supuestos de que los coeficientes del vector X no varían para afiliados y no afiliados y la igualdad del término de error en las dos ecuaciones salariales recogidas en (1.2) (es decir $u_s = u_n = u$), la ecuación salarial puede expresarse en función del vector de variables X y de la variable ficticia de afiliación como sigue

$$\ln w_i = \alpha_n + \beta'X_i + S_i(\alpha_s - \alpha_n) + u_i \quad (1.3)$$

En este caso el parámetro de interés es el coeficiente de la variable ficticia S de participación, puesto que la diferencia entre las constantes de las ecuaciones de salarios para afiliados y no afiliados constituye bajo los supuestos arriba mencionados la diferencia entre el salario como afiliado y no afiliado para todos los individuos.

La condición de identificación del parámetro de interés puede expresarse como

$$E(u_i | X_i, D_i = 1) = E(u_i | X_i, D_i = 0) = 0 \quad (1.4)$$

Es decir, el término de error de la ecuación salarial debe ser independiente de la decisión de afiliación. Por tanto, bajo el supuesto de que la decisión de afiliación sindical es exógena, los coeficientes estimados mediante MCO en la ecuación (1.3) son insesgados

y consistentes¹⁵. Así pues, el parámetro de interés estaría correctamente identificado mediante el coeficiente de la variable ficticia afiliado si la condición de identificación en (1.4) se satisface.

Sin embargo, si existen dudas razonables, como es el caso, de que las variables inobservables pueden estar correlacionadas con la decisión de afiliación, la condición de identificación no se cumpliría y el coeficiente estimado para la variable S no mediría la ganancia media de afiliarse a un sindicato. Si los individuos guían su participación o no participación en los sindicatos en función de variables inobservables que influyen sobre sus salarios, los coeficientes estimados de la ecuación (1.3) se verían sesgados debido a dicho problema de selección. De hecho, cabe esperar que los trabajadores realicen su elección sobre si afiliarse o no influidos por la posible ventaja salarial asociada a la afiliación, de modo que el estatus sindical es endógeno en relación con los salarios.

Así, si la selección es de tal forma que aquellos individuos con inobservables más bajos (con menor habilidad productiva, por ejemplo) son aquellos que se seleccionan en los sindicatos, las estimaciones por métodos habituales de la ecuación (1.3) estarían sesgando a la baja la ganancia media de afiliarse a un sindicato (es decir, la estimación $(\alpha_s - \alpha_n)$).

Por tanto, en el caso de que el término de error u no sea independiente de la variable S (condicionado en el vector X), necesitaríamos buscar variables de exclusión o instrumentos –que denotaremos por Z - que no estén correlacionados con el término de error u , pero que sí lo estén con la variable ficticia S . De este modo se cumpliría que $E(u_i | X_i, Z_i) = 0$, y se podría estimar consistentemente mediante métodos tales como mínimos cuadrados ordinarios los coeficientes de la ecuación salarial

$$E(\ln w | X, Z) = \alpha_n + \beta' X_i + \Pr(S_i = 1 | X_i, Z_i)(\alpha_s - \alpha_n) \quad (1.5)$$

El coeficiente estimado para la variable que recoge para cada individuo la probabilidad de afiliarse condicionada al vector de variables exógenas y al vector de instrumentos sería una estimación consistente del parámetro de interés. Bajo el supuesto de que el término de error de la variable latente S^* se distribuye como una normal, la predicción de la probabilidad para cada individuo de afiliarse podría obtenerse mediante la estimación previa de un probit, y a través de los coeficientes obtenidos en éste, obtener predicciones para cada individuo en la muestra.

¹⁵ Cabe notar que estamos ignorando posibles problemas de endogeneidad del resto de regresores introducidos en el vector de variables X . Si dichas variables no fueran exógenas, el parámetro de interés tampoco estaría identificado mediante MCO. Así pues, estamos ignorando problemas como la posible correlación del nivel educativo con las variables inobservables que determinan el nivel de salario.

En este trabajo, se han obtenido las estimaciones correspondientes a ambas ecuaciones (1.3) y (1.5). En el primer caso se estima la ecuación salarial introduciendo una variable ficticia por afiliación e ignorando el problema de endogeneidad de la variable de selección en el sindicato, mientras que en el segundo caso se instrumenta la variable de afiliación con algunas variables disponibles en la base de datos utilizada. En los resultados obtenidos se observa que la estimación correspondiente al parámetro $(\alpha_s - \alpha_n)$ cambia significativamente cuando se controla el problema de endogeneidad de la variable afiliado, mostrando por tanto evidencia de una correlación negativa entre la afiliación sindical y los inobservables de la ecuación salarial.

1.3. Modelo de regresiones alternantes (*Endogenous Switching Regressions*)

El modelo de regresiones alternantes permite estimar distintos parámetros en las ecuaciones salariales para los trabajadores afiliados y los no afiliados, así como asumir distintos términos de error, tal y como se expresa en las ecuaciones (1.2). Este modelo permite, pues, que el efecto marginal de las variables explicativas sobre los salarios difiera para los trabajadores afiliados y no afiliados. En la medida en que uno de los objetivos tradicionales de los sindicatos es reducir la dispersión de los salarios, es muy probable que los coeficientes de las variables explicativas difieran entre ambos colectivos (Farber, 2001), con lo que el efecto de la afiliación sobre los salarios es plausible que se produzca también a través de los coeficientes de otras variables explicativas distintas de la afiliación, frente a la alternativa de que afecte únicamente a la constante.

En el modelo de regresiones alternantes se parte de una ecuación salarial cuyo comportamiento varía de acuerdo al valor que tome el indicador binario de la afiliación, de modo que el proceso que genera los salarios está determinado por dos regímenes alternativos dependiendo de S_i . Así pues, disponemos de tres variables latentes: las dos variables del salario (para afiliados y no afiliados) en (1.2) y la variable S^* que determina la afiliación sindical en (1.2)' (Heckman, 1978; Lee, 1978).

La alternancia entre las dos ecuaciones en (1.2) es endógena cuando los inobservables de ambas ecuaciones están correlacionadas con los inobservables que determinan el proceso de participación en la afiliación. Si el proceso de selección es exógeno, los coeficientes de las ecuaciones salariales en (1.2) podrían estimarse consistentemente por métodos tales como mínimos cuadrados ordinarios utilizando las dos submuestras de afiliados y no afiliados.

Habitualmente se supone que los términos de error se distribuyen conjuntamente normales $[u_s, u_n, v] \sim N(0, \Sigma)$, siendo

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_s^2 & & \\ \sigma_{sn} & \sigma_n^2 & \\ \sigma_{sv} & \sigma_{nv} & 1 \end{bmatrix}$$

Adicionalmente, se supone que los errores u_s, u_n tienen una distribución definida sobre toda la población, y no únicamente sobre la submuestra sobre la que se estima el modelo. El supuesto de distribución normal conjunta que implica este modelo de selección puede estar imponiendo una especificación errónea en la distribución de los errores. Además, las estimaciones de los parámetros resultan ser sensibles a los supuestos distribucionales del modelo. Contrastar la robustez de los resultados del modelo de selección bajo normalidad utilizando estimadores noparamétricos, en la línea de Heckman (1990) o Manski (1989, 1990), que permitan no imponer supuestos distribucionales sobre los errores del modelo constituye una posible extensión del presente trabajo.

Las dos ecuaciones salariales en (1.2) pueden representarse en forma de medias condicionales como sigue

$$\begin{aligned} E(\ln w_{si} | X_i, S_i = 1) &= \alpha_s + \beta'_s X_i + E(u_s | X_i, S_i = 1) \\ &= \alpha_s + \beta'_s X_i + E(u_s | X_i, v_i > -\gamma Z_i) \\ E(\ln w_{ni} | X_i, S_i = 0) &= \alpha_n + \beta'_n X_i + E(u_n | X_i, S_i = 0) \\ &= \alpha_n + \beta'_n X_i + E(u_n | X_i, v_i \leq -\gamma Z_i) \end{aligned}$$

Por tanto, el problema de autoselección endógeno en la afiliación introduce un término adicional en las ecuaciones de salarios para afiliados y no afiliados, dado que las variables de salarios se han truncado respecto a otra variable distinta, v , con la que están correlacionadas. Dichos términos se pueden expresar en función de la densidad y distribución normales como sigue

$$\begin{aligned} E(u_s | X_i, v_i > -\gamma Z_i) &= \sigma_{sv} \lambda_1(-\gamma' Z_i) = \sigma_{sv} \frac{\phi(\gamma' Z_i)}{\Phi(\gamma' Z_i)} \\ E(u_n | X_i, v_i \leq -\gamma Z_i) &= -\sigma_{nv} \lambda_2(-\gamma' Z_i) = -\sigma_{nv} \frac{\phi(\gamma' Z_i)}{1 - \Phi(\gamma' Z_i)} \end{aligned}$$

En el presente trabajo se ha optado por estimar el modelo de regresiones alternantes utilizando un estimador bietápico¹⁶.

En la primera etapa se estima γ utilizando un probit para la ecuación (1.2)'. Este probit reducido no incluye como variable explicativa la ganancia asociada a la afiliación y debe incluir variables de exclusión que afecten a la decisión de afiliación pero no a la

¹⁶ Este estimador bietápico constituye una alternativa al estimador de máxima verosimilitud. El estimador bietápico aquí presentado es menos eficiente que el estimador máximoverosímil, pero es robusto al incumplimiento de ciertas hipótesis (tales como la normalidad conjunta de los errores).

ecuación de salarios¹⁷. A continuación, se calculan λ_1 y λ_2 para cada individuo, evaluadas en los parámetros del probit en forma reducida.

En la segunda etapa, se estiman las dos ecuaciones salariales para afiliados y no afiliados incluyendo términos de selección $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$. Ello nos permite obtener estimaciones consistentes de los parámetros β_s y β_n , así como de los coeficientes de $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$ ¹⁸, los cuales señalan la dirección de la selección para afiliados y no afiliados, respectivamente. Así, si los coeficientes correspondientes a las variables $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$ no son significativos, ello implica que las covarianzas σ_{sv} y σ_{nv} no son significativamente distintas de cero, implicando que el cambio de afiliado a no afiliado o viceversa es exógeno.

Un coeficiente positivo para λ_1 implicaría que aquellos individuos que deciden afiliarse son aquellos con habilidades o inobservables no capturados en la ecuación de salarios para afiliados que conllevan un mayor salario tras afiliarse ($\sigma_{sv}>0$). Por el contrario, un coeficiente positivo de λ_2 (es decir, $\sigma_{nv}>0$) en la ecuación salarial para no afiliados implicaría que aquellos individuos que observamos que se afilian son aquellos con baja habilidad o con inobservables que conllevan un salario bajo si decidieran no afiliarse, de ahí su incentivo a participar en la afiliación.

Las estimaciones obtenidas de las ecuaciones salariales en (1.2) pueden ser utilizadas para calcular la prima salarial por sindicación para cada individuo, tanto en el caso en el que no se controle por selección (estimando únicamente las ecuaciones en (1.2)) como en el caso en que se controle por selección¹⁹, y se introduzcan las estimaciones de λ_1 y λ_2 en las ecuaciones (1.2). De este modo, podemos calcular la media de la prima salarial asociada por afiliación como

¹⁷ La elección de los instrumentos empleados en este trabajo está justificada por la literatura sobre los determinantes de la afiliación sindical. Para una revisión de esta amplia literatura véase Riley (1997) y Fiorito y Greer (1982).

¹⁸ Cabe notar que los errores estándar de los coeficientes estimados deben ser corregidos en esta segunda etapa debido a que las variables $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$ han sido estimadas en una primera etapa. Queda por tanto realizar esta corrección en los resultados presentados en la presente versión del trabajo.

¹⁹ A pesar de estimar cada ecuación con la submuestra de afiliados o no afiliados, predecimos los salarios de afiliados y no afiliados para toda la muestra, con el objetivo de calcular el diferencial para cada individuo. Para justificar esta predicción debemos asumir que la media condicional de $\ln w_s$ condicionada al vector X y a la variable λ_1 es igual para afiliados y para no afiliados. Es decir, que el error u_s es independiente de la variable S_i , condicionada a X y λ_1 . Es decir, condicionado a X y λ_1 el proceso de selección es exógeno y tiene sentido predecir los salarios de afiliados a partir de la primera ecuación de (1.2) incluso para los no afiliados. Formalmente,

$$E(\ln w_s | X_i, \hat{\lambda}_{1i}, S_i = 1) = E(\ln w_s | X_i, \hat{\lambda}_{1i}, S_i = 0)$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln \hat{w}_{si} - \ln \hat{w}_{ni})$$

tanto con las estimaciones sin control de la selección como controlando el problema de selección. De este modo, podemos comparar el sesgo inducido en el parámetro de interés por el problema de endogeneidad en la variable afiliación.

El parámetro de interés cuando controlamos el problema de selección viene, a su vez, dado por la siguiente expresión

$$E(\ln w_s | X_i, \hat{\lambda}_{1i}) - E(\ln w_n | X_i, \hat{\lambda}_{2i}) = (\alpha_s - \alpha_n) + (\beta_s - \beta_n)' X + \sigma_{sv} \frac{\phi(\gamma' Z_i)}{\Phi(\gamma' Z_i)} + \sigma_{nv} \frac{\phi(\gamma' Z_i)}{1 - \Phi(\gamma' Z_i)}$$

Nótese que el mismo parámetro viene dado por

$$E(\ln w_s | X_i) - E(\ln w_n | X_i) = (\alpha_s - \alpha_n) + (\beta_s - \beta_n)' X$$

cuando no controlamos por selección. Así, si los errores de las ecuaciones (1.2) están correlacionados negativamente con el término de error de la ecuación de afiliación, el parámetro de interés será menor cuando tenemos en cuenta la selección, implicando un sesgo a la baja de la ganancia salarial asociada a la afiliación, en el caso de no controlar por selección. Si las covarianzas σ_{sv} y σ_{nv} presentan signos contrarios, como cabría esperar, el signo del sesgo es indeterminado.

Por último, utilizando la ganancia asociada a la afiliación para cada individuo estimamos un probit estructural, con el objetivo de estudiar en qué medida afecta a la decisión de afiliarse la ganancia en el salario por afiliarse relativa al salario de no afiliado para el mismo individuo

$$S_i = \varphi Y_i + \delta (\ln w_{si} - \ln w_{ni}) + v_i$$

donde el vector de variables Y_i forma parte del vector Z en la ecuación (1.2)'. Dichas variables son aquellas que influyen directamente sobre la decisión de afiliarse no únicamente como una aproximación a la ganancia salarial esperada²⁰.

1.4. Contraste de ambos modelos

Con el fin de determinar si es correcto utilizar coeficientes distintos para las ecuaciones salariales de afiliados o no afiliados, realizamos un contraste basado en la ecuación de la media de los salarios condicionada a X y Z . A partir de las expresiones

²⁰ Las variables que pertenecen al vector de regresores Z y no se encuentran en el vector Y son aquellas que únicamente afectan a la decisión de afiliarse a través de la ganancia esperada por la afiliación.

para las medias condicionales del modelo de regresiones alternantes (véase Maddala, 1983)

$$\begin{aligned} E(\ln w_i | X_i, Z_i) = \\ E(\ln w_i | X_i, Z_i, S_i = 1) \Pr(S_i = 1 | X_i, Z_i) + \\ E(\ln w_i | X_i, Z_i, S_i = 0) \Pr(S_i = 0 | X_i, Z_i) \end{aligned}$$

Es decir, dado que $\Pr(S_i = 1 | X_i, Z_i) = \Phi(\hat{\gamma}'Z)$, obtenemos lo siguiente

$$\begin{aligned} E(\ln w | X, Z) = \alpha_n + \beta_n'X + \\ + (\alpha_s - \alpha_n)\Phi(\hat{\gamma}'Z) + (\beta_s - \beta_n)'X\Phi(\hat{\gamma}'Z) + \\ + (\sigma_{sv} - \sigma_{nv})\phi(\hat{\gamma}'Z) \end{aligned} \quad (1.6)$$

Por lo tanto, un contraste sobre la significatividad conjunta de los coeficientes correspondientes a todas las interacciones de las variables en el vector X con la probabilidad de afiliarse para cada individuo (obtenida en la primera etapa de la estimación) equivale a contrastar el modelo de regresiones alternantes frente el modelo con efecto de tratamiento constante. Si rechazamos la hipótesis nula de que todos los coeficientes de las variables del vector X interactuadas con $\Phi(\hat{\gamma}'Z)$ (excepto el término constante) son iguales a cero, rechazamos el modelo con efecto de tratamiento constante a favor del modelo de regresiones alternantes.

1.5 Estimación de la regresión por intervalos

El método utilizado en la estimación de las ecuaciones salariales, dado que los salarios están expresados en tramos, es la regresión por intervalos, desarrollada originalmente por Stewart (1983), que permite estimar un modelo en el que la variable dependiente para el individuo i , w_i , se sitúa en el intervalo

$$\ln w_i^{\text{LowerBound}} \leq \ln w_i \leq \ln w_i^{\text{UpperBound}}$$

La estructura latente de la ecuación a estimar viene dada por

$$\ln w_i = \beta' X_i + \varepsilon_i$$

donde $\ln w_i$ es la variable dependiente no observada; X_i es un vector de regresores y β es un vector de parámetros. Los errores ε_i son variables aleatorias que se distribuyen de forma independiente, idéntica y normal con media cero y varianza σ^2 , $\varepsilon_i \sim (0, \sigma)$, y que son independientes de X_i . Si denotamos por t_i al intervalo $[\ln w_i^{\text{LowerBound}}, \ln w_i^{\text{UpperBound}}]$ en el que se ubica el salario del individuo i , siguiendo a Stewart (1983), la probabilidad de la muestra observada viene dada por

$$L = \sum_{t=1}^T \sum_{i \in t} \log \left[\Phi \left(\frac{\ln w_i^{\text{UpperBound}} - \beta' X_i}{\sigma} \right) - \Phi \left(\frac{\ln w_i^{\text{LowerBound}} - \beta' X_i}{\sigma} \right) \right]$$

Donde $t = 1, \dots, T$ son los tramos salariales observados y Φ es la función de distribución acumulativa normal. La maximización de la función de verosimilitud L proporciona estimaciones consistentes de γ y σ^2 ²¹.

En la medida en que los trabajadores afiliados tienden a tener una jornada de trabajo más corta que la de los no afiliados (véase cuadro A.1 del anexo), pueden existir diferencias en los resultados entre el uso en el análisis del salario por hora y del salario mensual. En este trabajo se ha optado por utilizar como variable dependiente el logaritmo del salario por hora. Los límites de los intervalos de la variable dependiente para cada individuo se han calculado dividiendo los valores que determinan los límites máximo y mínimo del salario mensual por su jornada habitual de trabajo semanal (multiplicada por cuatro) y aplicando logaritmos a esos valores.

1.6. Selección de variables de exclusión para la decisión de afiliación

La decisión de afiliación a un sindicato ha sido generalmente aproximada por la teoría económica como una decisión sobre un activo que proporciona un flujo de servicios en el tiempo a individuos que intentan maximizar su utilidad²². Desde esta perspectiva teórica, los trabajadores comparan su utilidad en ambos sectores y eligen afiliarse si obtienen una mayor utilidad, de modo que la decisión de afiliarse a un sindicato por parte de un trabajador es el resultado de la evaluación de los costes y beneficios asociados a tal decisión. Únicamente en el caso de que los beneficios sean superiores a los costes se producirá la afiliación (Booth, 1986; Deery y De Cieri, 1991; Pencavel, 1991). En un modelo de demanda y oferta de servicios sindicales esto implica suponer implícitamente que la oferta de servicios sindicales no presenta restricciones, y que la afiliación depende exclusivamente de la demanda de servicios sindicales por parte de los trabajadores (Farber, 2001). Consideramos que, dada la regulación legal del mercado de trabajo español, y la ausencia de restricciones en relación con la cantidad de puestos de trabajo afiliados existentes en la economía, el supuesto de que la determinación del estatus sindical de los trabajadores se convierte básicamente en una decisión individual es plausible, de modo que tiene sentido modelizar la decisión de afiliación de esta forma.

²¹ Una alternativa pasa por estimar a través de mínimos cuadrados ordinarios utilizando como variable dependiente el punto medio del intervalo en el que se ubica cada observación (y algún valor ad hoc para las observaciones situadas en los intervalos de los extremos, en los que el salario está censurado). Este método no produce, sin embargo, generalmente estimaciones consistentes (Stewart, 1983).

²² Existe un abundante trabajo teórico que intenta explicar por qué los individuos podrían querer afiliarse a un sindicato: buenos ejemplos de este trabajo son Booth (1985), Naylor (1989) o Booth y Chatterji (1993, 1995).

Las variables que según la teoría económica reflejan los motivos subyacentes de los individuos para afiliarse se pueden agrupar, de forma general, en tres categorías: las circunstancias personales; las características del puesto de trabajo; y factores de carácter social y relacionados con la ideología y la actitud de los asalariados. Con relación a las primeras, la utilidad derivada de la afiliación sindical puede variar conforme a ciertas características personales como la edad, el sexo, las responsabilidades familiares, la nacionalidad o el nivel educacional, debido a diferencias en los costes y beneficios de la afiliación, o en la receptividad hacia la acción sindical (Booth, 1986; Fiorito y Greer, 1982). Las características del lugar de trabajo pueden, por su parte, influir en la decisión de afiliación sindical a través de diversos canales, tales como la tradición existente en el lugar de trabajo hacia el movimiento sindical, el grado de presencia de los sindicatos en el lugar de trabajo o el interés de los sindicatos en aumentar la afiliación (Booth, 1986). La literatura señala, finalmente, que las preferencias y actitudes individuales, así como ciertas circunstancias del entorno, influyen en la probabilidad de afiliación sindical, en la medida en que condicionan el posicionamiento general de los trabajadores frente a los sindicatos y actúan en la conformación de las actitudes de los trabajadores hacia la afiliación sindical²³ (Riley, 1997; Deery y De Cieri, 1991).

Los requisitos de los instrumentos de identificación es que no deben influir sobre los salarios, pero sí sobre la afiliación. De los tres grandes grupos de determinantes de la afiliación sindical propuestos por la literatura dos de ellos incumplen la primera de las condiciones: tanto las características personales como las del puesto de trabajo son claros determinantes de los salarios. Consideramos que, en consecuencia, los instrumentos de identificación deben recaer en variables relacionadas con las preferencias y actitudes individuales. Así, se han utilizado como instrumentos de la afiliación sindical variables que miden si el individuo muestra interés en la política; así como si ha participado alguna vez en el pasado en manifestaciones (la definición detallada de las variables se puede consultar en el cuadro A.2 del anexo). Las expectativas son que aquellos individuos con mayor interés en la política y que han participado en manifestaciones sean más propensos a identificarse con las organizaciones sindicales y, en consecuencia, a afiliarse a las mismas.

2. Afiliación sindical y salarios relativos en el mercado de trabajo español

La estrategia seguida en el proceso de estimación es la siguiente. Se estima de partida el diferencial salarial asociado a la afiliación sindical a partir de una única

²³ Una revisión de las aportaciones en este campo se puede consultar en Riley (1997).

ecuación salarial con la inclusión de una variable ficticia para la afiliación sindical. Este modelo no considera la endogeneidad de la afiliación sindical ni la posible presencia de distintos patrones de determinación salarial entre afiliados y no afiliados. En segundo lugar, se estima un modelo de con efecto de tratamiento constante mediante variables instrumentales, con el fin de controlar el posible sesgo que la endogeneidad de la afiliación sindical introduce en la estimación del parámetro de interés. Por último, se estima un modelo de regresiones alternantes, con el fin de analizar conjuntamente el efecto en el diferencial salarial estimado de la endogeneidad de la afiliación sindical y de la presencia de distintos patrones de determinación de salarios entre afiliados y no afiliados.

Los resultados de la estimación de una única ecuación sin corregir por endogeneidad -ecuación (1.3)- aparecen en el cuadro 1 y muestran la presencia de un diferencial salarial del 3,2% en los salarios por hora promedio de los trabajadores afiliados y no afiliados una vez que se controlan las diferencias en las características de los trabajadores y de sus puestos de trabajo. Esta ventaja salarial para los trabajadores afiliados es significativa al 1%.

A su vez, se estima el modelo con efecto de tratamiento constante controlando por la posible endogeneidad de la variable ficticia de afiliación sindical utilizando los instrumentos que han sido discutidos en la sección anterior. Los resultados de la estimación de este modelo apuntan a que la ausencia de control de la endogeneidad sindical conduce a una infraestimación de la verdadera ventaja salarial para los no afiliados, que se sitúa en torno al 12% (cuadro 1). Esta infraestimación es coherente con una correlación negativa entre las variables omitidas en la ecuación (1.3) y la variable ficticia de afiliación, tal y como se ha discutido anteriormente.

El modelo de tratamiento de efectos es, sin embargo, restrictivo en el sentido de que no considera la posible presencia de distintos patrones de determinación salarial para afiliados y no afiliados (que se pueden manifestar en distintos coeficientes y/o en distintos errores en las ecuaciones salariales (1.2) para afiliados y no afiliados). En consecuencia, se estima un modelo de regresiones alternantes, donde el primer paso es la estimación de un probit para la afiliación sindical en forma reducida. Los resultados aparecen en el cuadro 2 e incluyen tanto los efectos marginales de las variables explicativas sobre la probabilidad de afiliación como los correspondientes errores estándar estimados de forma robusta. Entre las variables explicativas se incluyen tanto las variables explicativas de la ecuación salarial como aquellas variables de exclusión

que consideramos que influyen en la decisión de afiliación pero no se incluyen en la ecuación salarial (mostrar interés en la política o haber participado en manifestaciones). Tanto las características personales como las relacionadas con el entorno de trabajo influyen significativamente en la decisión de afiliarse. Así, son características que disminuyen significativamente la probabilidad de afiliación ser mujer; tener un bajo nivel de estudios; no estar casado; trabajar en empresas pequeñas; tener un contrato temporal; trabajar en el sector privado; y, con contadas excepciones, trabajar en un sector diferente del de las industrias extractivas o residir fuera de Asturias. Asimismo, conforme a lo esperado, tanto los individuos que manifiestan tener interés en la política como aquellos que dicen haber participado en manifestaciones en el pasado se afilian en mayor medida a los sindicatos de forma significativa.

Los resultados del modelo probit reducido se usan con el fin de corregir el sesgo de selección en la estimación de ecuaciones salariales separadas para los colectivos de trabajadores afiliados y no afiliados. Dichas estimaciones aparecen en el cuadro 3.

Si bien ciertas variables tienen un efecto similar en ambas ecuaciones (ser mujer o tener un contrato temporal deprime el salario en ambos colectivos; y una mayor edad relativa, mayores niveles de estudios o estar casado lo aumenta), existen diferencias apreciables en los coeficientes de ambas ecuaciones. Así, ser inmigrante induce un efecto contrario en el salario en ambos colectivos, mientras que trabajar en el sector público no es una variable significativa al 5% en el caso de los afiliados. En el mismo sentido, los efectos fijos territoriales, sectoriales o asociados al tamaño de la empresa muestran un patrón distinto para ambos colectivos. A título de ejemplo, en el caso de los afiliados trabajando en las industrias extractivas su salario es significativamente superior al de los afiliados de cualquier otro sector, con la excepción de las actividades financieras, mientras que en el caso de los no afiliados son varios los sectores cuyos salarios no son significativamente diferentes de los de las industrias extractivas.

El término de corrección de la selección no es significativo en la ecuación estimada para los afiliados, pero sí lo es en el caso de la de los no afiliados, lo que justifica la pertinencia de la corrección de la endogeneidad en la estimación. El signo del término de corrección $\hat{\lambda}_2$, lo que implica una correlación negativa entre los inobservables que explican los salarios de los no afiliados y los inobservables que influyen sobre la decisión de afiliación. Así, los individuos con inobservables que reducen sus salarios (los de menor habilidad productiva, o aquellos con ciertas preferencias) son los que se seleccionan para formar parte de los sindicatos con el fin de

aumentar sus salarios. Estos resultados constituyen una cierta evidencia de la presencia de un proceso de selección negativa en la afiliación, y concuerda con las expectativas de la literatura (para más detalles véase Farber, 2001) así como con los resultados obtenidos para otros países (véase Hildreth, 2000, y Budd y Na, 2000).

En el cuadro 4 se incluyen los resultados de la estimación de la ecuación (1.6), incluyendo interacciones de las variables explicativas de la ecuación salarial con la probabilidad estimada de afiliarse para cada individuo. Dicha estimación permite contrastar la pertinencia de utilizar distintas ecuaciones salariales para afiliados y no afiliados frente a un modelo que utiliza los mismos coeficientes para ambos colectivos. El desarrollo de un contraste formal permite rechazar al 1% la hipótesis nula de igualdad de coeficientes de las ecuaciones de afiliados y no afiliados. Así, la significatividad conjunta de todas las interacciones el cuadro 4 nos permite concluir que la estimación de ecuaciones separadas está justificada.

El siguiente paso ha consistido en predecir los salarios de los individuos de la muestra a partir de ambas ecuaciones salariales y estimar la ganancia salarial asociada a la afiliación (cuadro 5). La ganancia salarial promedio es del 3,6% y estadísticamente distinta de cero con una significatividad del 1% (el estadístico t es 37.30). En caso de no incluir términos de corrección de la selección dicho diferencial es del 3,96% (el estadístico t es 41.41). La diferencia entre las ganancias salariales medias cuando se controla por selección y no se controla por selección es significativa al 5% (con un estadístico t de 2.67). Asimismo, el sentido del sesgo está justificado, debido a que la correlación de los afiliados no es significativa, pero la correlación de los no afiliados con el término de error de la ecuación de participación es negativa, induciendo una mayor ganancia salarial media en el caso de no incluir el término de selección. Cabe destacar, por su parte, que la ganancia salarial es superior en el caso de las mujeres que en el de los varones.

Por último, se ha procedido a estimar el probit para la afiliación sindical en forma estructural (cuadro 2). La ganancia salarial esperada influye positivamente en la decisión de afiliarse y es significativa a niveles convencionales. De acuerdo a las estimaciones, la probabilidad de afiliación aumenta en alrededor de un 1,5% cuando la ganancia salarial asociada a la afiliación aumenta en un punto porcentual. Cabe destacar, asimismo, que los coeficientes estimados para un buen número de variables explicativas experimentan cambios de relevancia tras la inclusión de la ganancia salarial esperada. Entre las excepciones, cabe destacar que los coeficientes de los instrumentos

no resultan apenas afectados, tal y como cabría esperar, puesto que se ha supuesto su ausencia de correlación con los salarios del individuo. En suma, pues, los asalariados españoles toman su decisión de si afiliarse o no a un sindicato por motivos salariales pero también influidos por factores como sus características personales, las de su entorno de trabajo y cuestiones relacionadas con su actitud e ideología.

Conclusiones

Este trabajo ha analizado a partir de información microeconómica de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo* la relación existente entre la afiliación sindical y los salarios relativos en el mercado de trabajo español. La utilización en el análisis de un modelo de regresiones alternantes ha permitido controlar en el proceso de estimación por el hecho de que la elección sobre si afiliarse o no depende de la ganancia salarial esperada asociada a la afiliación, así como por la presencia en la práctica de distintos procesos de determinación de salarios para los colectivos de afiliados y no afiliados, y eliminar las distorsiones que, de otra forma, ambas cuestiones inducirían en los resultados.

La evidencia obtenida apunta a que la afiliación sindical influye positivamente en los salarios percibidos por los asalariados españoles. La presencia de rendimientos microeconómicos derivados de la afiliación sindical en un entorno legal donde la negociación colectiva cubre por igual a todos los trabajadores independientemente de su afiliación está justificada por el hecho de que las tarifas salariales pactadas en los convenios de sector constituyen mínimos salariales que permiten la presencia de discrecionalidad en la determinación de los salarios a partir de mecanismos de deriva salarial. Este resultado se sitúa en la línea de lo observado para otros países y cuestiona la visión de que la baja tasa de afiliación sindical característica del mercado de trabajo español esconde un comportamiento generalizado de free rider por parte de los asalariados españoles, en la medida en que quienes no se afilian a los sindicatos no comparten los mismos salarios que los trabajadores afiliados.

Bibliografía

- Blanchflower, D.B.; Freeman, R. (1992): "Unionism in the US and other advance OECD countries", *Industrial Relations*, vol. 31 n° 1.
- Blanchflower, D.B.; Bryson, A. (2002): "Changes Over Time in Union Relative Wage Effects in the UK and the US Revisited", *NBER working paper* n° 9395.
- Boeri, T.; Brugiavini, G.; Calmfors, L. (eds.) (2001): *The Role of Unions in the Twenty-First Century*, ed. Oxford University Press.

- Booth, A. (1985): "The Free Rider Problem and a Social Custom Theory of Trade Union Membership", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100.
- Booth, A. (1986): "Estimating the Probability of Trade Union Membership: A Study of Men and Women in Britain", *Economica*, 53.
- Booth, A. (1995): *The Economics of the Trade Union*, ed. Cambridge University Press.
- Booth, A.; Chatterji, M. (1993): "Reputation, Membership and Wages in an Open Shop Trade Union", *Oxford Economics Papers*, vol. 45.
- Booth, A.; Chatterji, M. (1995): "Union Membership and Wage Bargaining When Membership is Not Compulsory", *Economic Journal*, 105.
- Booth, A.; Bryan, M.L. (2001): "The Union Membership Wage-Premium Puzzle: Is There a Free Rider Problem?", Institute for Social and Economic Research working paper 2001-09.
- Budd, J.W.; Na I. (2000): "The Union Membership Wage Premium for Employees Covered by Collective Bargaining Agreements", *Journal of Labor Economics*, 18(4).
- Comisión Europea (2000): *Industrial relations in Europe. 2000*.
- Comisión Europea (2002): *Industrial relations in Europe. 2002*.
- Deery, S.; De Cieri, H. (1991): "Determinants of Trade Union Membership in Australia", *Economic Record*, 29(1).
- Farber, H.W. (2001): "Notes on the Economics of Labor Unions", Princeton University Industrial Relations Section working paper n° 452.
- Fina, L., González de Lena, F. y Pérez-Infante, J.I. (2001): *Negociación colectiva y salarios en España*, ed. Consejo Económico y Social.
- Fiorito, J.; Greer, Ch.R. (1982): "Determinants of US Unionism: Past Research and Future Needs", *Industrial Relations*, 21(1).
- Forth, J.; Millward, N. (2002): "Union effects on pay levels in Britain", *Labour Economics*, vol. 9.
- Freeman, R.; Medoff, J.L. (1984): *What Do Unions Do?*, ed. Basic Books.
- 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.
- Heckman, J. (1978): "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", *Econometrica*, 46(4).
- Heckman, J. (1990): "Varieties of Selection Bias", *American Economic Review*, 80.
- Hildreth, A.K. (2000): "Union Wage Differentials for Covered Members and Nonmembers in Great Britain", *Journal of Labor Research*, 21(1).
- Lanfranchi, J.; Ohlsson, H.; Skalli, A. (2002): "Compensating wage differentials and shift work preferences", *Economics Letters*, 74.
- Lee, L. (1978): "Unionism and wage rates: A simultaneous equations models with qualitative and limited dependent variables", *International Economic Review*, vol. 19, n° 2.
- Lewis, H.G. (1986): *Union Relative Wage Effects: A Survey*, ed. University of Chicago Press.
- Lewis, H.G. (1990): "Union/Nonunion Wage Gaps in the Public Sector", *Journal of Labor Economics*, 8(1, parte 2), S260-S328.
- Lorences, J.; Felgueroso, F. (1994): "Salarios pactados en los convenios colectivos provinciales y salarios percibidos", *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, n° 25-26.
- Maddala, G. (1983): *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, ed. Cambridge University Press.
- Manski, C. (1989): "Anatomy of the Selection Problem", *Journal of Human Resources*, 24.
- Manski, C. (1990): "Nonparametric Bounds on Treatment Effects", *American Economic Review*, 80, 1990, pp. 319-323.
- Mincer, J. (1974): *Schooling Experience and Earnings*, ed. National Bureau of Economic Research.
- Naylor, R. (1989): "Strikes, Free Rider and Social Customs", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104.
- Oosterbeek, H.; van Praag, M. (1995): "Firm-size differentials in the Netherlands", *Small Business Economics*, 7(3).
- Pencavel, J.H. (1991): *Labour Markets under Trade Unionism*, ed. Basil Blackwell.

- Riley, N.M. (1997): "Determinants of Union Membership: A Review", *Labour*, 11(2).
- Rodríguez, C. (1996): "Determinantes de la afiliación sindical en España", *Moneda y Crédito*, nº 203.
- Simón, H. (2001): "Negociación colectiva y estructura salarial en España", *Hacienda Pública Española*, 157-2.
- Simón, H. (2003): "¿Qué determina la afiliación a los sindicatos en España?", *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales serie Economía y Sociología*, nº 41.
- Stewart, M. (1983): "On least squares estimation when the dependent variable is grouped", *Review of Economic Studies*, 50.
- White, H. (1980): "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 48.

Anexo

Cuadro A.1

Estadísticos descriptivos. *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo. 1999-2001.*

	Total	Afiliados	No afiliados
Año			
1999	0,298	0,298	0,298
2000	0,336	0,318	0,341
2001	0,366	0,384	0,361
Afiliación sindical	0,193	1	0
Salario mensual			
Hasta 45.000 ptas.	0,004	0,001	0,004
45.001-75.000	0,023	0,006	0,027
75.001-100.000	0,116	0,046	0,133
100.001-150.000	0,378	0,310	0,394
150.001-200.000	0,257	0,320	0,242
200.001-275.000	0,144	0,214	0,127
275.001-300.000	0,030	0,048	0,026
300.001-350.000	0,022	0,031	0,021
350.001-450.000	0,014	0,014	0,014
450.001-500.000	0,006	0,006	0,006
500.001-600.000	0,003	0,001	0,004
600.001-750.000	0,001	0,001	0,001
Más de 750.000 ptas.	0,002	0,003	0,002
Sexo			
Mujer	0,312	0,261	0,324
Varón	0,688	0,739	0,676
Lugar de nacimiento			
Nacido fuera de España	0,038	0,021	0,043
Nacido en España	0,962	0,979	0,957
Edad	37,8 (10,9)	40,9 (9,6)	37,0 (11,1)
Nivel educativo			
Analfabeto	0,003	0,004	0,003
Sin estudios	0,042	0,033	0,044
Educación primaria	0,164	0,163	0,165
EGB	0,256	0,227	0,263
FPI	0,084	0,087	0,083
FPII	0,100	0,105	0,099
Bachillerato	0,126	0,144	0,122
Diplomados	0,112	0,141	0,105
Licenciados	0,086	0,076	0,089
Postgrado	0,021	0,015	0,022
Ocupación			
Peones	0,136	0,119	0,140
Trabajadores de producción cualificados	0,496	0,487	0,498
Empleados administrativos	0,071	0,072	0,070
Técnicos	0,135	0,133	0,136
Titulados y diplomados universitarios	0,136	0,163	0,129
Gerentes y personal directivo	0,018	0,018	0,018
Tipo de relación laboral			
Asalariado del sector privado	0,762	0,615	0,797
Asalariado del sector público	0,238	0,385	0,203

Tipo de contrato			
Indefinido	0,739	0,853	0,712
De duración determinada	0,261	0,147	0,288
Jornada semanal	41,8	40,5	42,1
	(6,7)	(5,9)	(6,8)
Tamaño del establecimiento			
1-9	0,241	0,114	0,271
10-49	0,288	0,221	0,304
50-249	0,164	0,184	0,159
250-999	0,086	0,134	0,074
>1000	0,142	0,284	0,108
Antigüedad en la empresa	9,9	13,8	9,0
	(10,1)	(10,1)	(9,9)
Sector de actividad			
Agricultura, selvicultura y pesca	0,040	0,021	0,044
Industrias extractivas	0,011	0,030	0,006
Industria manufacturera	0,214	0,235	0,208
Electricidad, gas y agua	0,009	0,017	0,008
Construcción	0,128	0,078	0,140
Comercio	0,111	0,067	0,121
Hostelería	0,062	0,030	0,070
Transporte y comunicaciones	0,059	0,079	0,054
Actividades financieras	0,032	0,044	0,029
Otros servicios empresariales	0,052	0,029	0,058
Administración pública	0,099	0,130	0,091
Educación	0,066	0,091	0,060
Otros servicios	0,111	0,147	0,102
Servicio doméstico	0,008	0,003	0,009
Comunidad autónoma			
Andalucía	0,109	0,119	0,107
Aragón	0,046	0,060	0,043
Asturias	0,047	0,088	0,037
Baleares	0,043	0,033	0,045
Canarias	0,054	0,051	0,054
Cantabria	0,034	0,047	0,030
Castilla y León	0,052	0,048	0,052
Castilla-La Mancha	0,055	0,047	0,057
Cataluña	0,123	0,084	0,132
Comunidad Valenciana	0,079	0,073	0,080
Extremadura	0,038	0,033	0,039
Galicia	0,057	0,067	0,054
Madrid	0,100	0,081	0,104
Murcia	0,047	0,033	0,050
Navarra	0,035	0,044	0,033
País Vasco	0,051	0,065	0,047
La Rioja	0,033	0,027	0,034
Muestra interés en política	0,297	0,414	0,269
Participación en manifestaciones	0,315	0,488	0,274

Nota: Las desviaciones estándar de las variables continuas aparecen entre paréntesis.

Cuadro A.2
Definición de las variables.

Variable	Definición
Afiliado	=1 si está afiliado actualmente a un sindicato
Salario mensual	Salario mensual en pesetas. La información sobre ingresos salariales está expresada en la ECVT como salarios mensuales netos, y en tramos de ingresos
Sexo	=1 si varón
Inmigrante	=1 si nacido fuera de España
Edad	Número de años
Variables educacionales	Variables categóricas que indican la máxima titulación alcanzada. Se distinguen las siguientes categorías: analfabeto; estudios primarios; E.G.B.; bachiller; FP1; FP2; diplomado universitario; titulado universitario; y postgrado
Estado civil	=1 si casado
Ocupación	Variables categóricas que indican la ocupación del trabajador. Se distingue entre peones; trabajadores de producción cualificados; empleados administrativos; técnicos; titulados y diplomados universitarios; y gerentes y personal directivo
Sector de actividad	Variables categóricas que indican el sector de actividad en el que se prestan los servicios laborales. Se distingue entre agricultura, selvicultura y pesca; industrias extractivas; industria manufacturera; electricidad, gas y agua; construcción; comercio; hostelería; transporte y comunicaciones; actividades financieras; otros servicios empresariales; administración pública; educación; servicio doméstico; y otros servicios
Comunidad autónoma	Variables categóricas que señalan la comunidad autónoma de residencia
Tamaño del establecimiento	Variables categóricas que indican el tamaño del establecimiento donde presta sus servicios el trabajador. Se distinguen los siguientes estratos de tamaño: 1 a 9; 10 a 49; 50 a 249; 250 a 999; y 1000 ó más
Tipo de contrato	Variables categóricas que indican el tipo de contrato. Se distingue entre contrato indefinido y de duración determinada
Antigüedad en el empleo	Número de años de antigüedad en el empleo
Duración de la jornada	Duración media de la jornada semanal habitual de trabajo (en horas)
Interesado en política	=1 si el individuo responde estar algo o muy interesado ante la pregunta sobre su grado de interés en política
Participación en manifestaciones	=1 si el individuo responde haber participado en alguna manifestación en el pasado

Cuadro 1
Ecuación salarial conjunta para afiliados y no afiliados. *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo. 1999-2001.*

<i>Variables</i>	<i>Afiliación sindical exógena</i>		<i>Afiliación sindical endógena</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Sexo				
Mujer	-0,171 **	0,008	-0,168 **	0,009
Varón	Categoría base	-	Categoría base	-
Lugar de nacimiento				
Nacido fuera de España	-0,025	0,020	-0,023	0,021
Nacido en España	Categoría base	-	Categoría base	-
Edad	0,006 **	0,000	0,006 **	0,000
Nivel educativo				
Sin estudios	-0,679 **	0,071	-0,696 **	0,071
Educación primaria	-0,481 **	0,029	-0,492 **	0,030
EGB	-0,404 **	0,029	-0,415 **	0,029
Bachillerato	-0,273 **	0,029	-0,284 **	0,030
FPI	-0,362 **	0,030	-0,374 **	0,030
FPII	-0,283 **	0,029	-0,295 **	0,030
Diplomados	-0,077 **	0,029	-0,087 **	0,029
Licenciados	0,000	0,030	-0,003	0,030
Postgrado	Categoría base	-	Categoría base	-
Estado civil				
Casado	0,082 **	0,008	0,078 **	0,008
Otro	Categoría base	-	Categoría base	-
Rama de actividad				
Agricultura, selvicultura y pesca	-0,391 **	0,041	-0,370 **	0,042
Industrias extractivas	Categoría base	-	Categoría base	-
Industria manufacturera	-0,233 **	0,036	-0,218 **	0,037
Electricidad, gas y agua	-0,132 **	0,050	-0,124 *	0,050
Construcción	-0,162 **	0,037	-0,142 **	0,038
Comercio	-0,301 **	0,037	-0,282 **	0,038
Hostelería	-0,284 **	0,038	-0,265 **	0,040
Transporte y comunicaciones	-0,252 **	0,038	-0,239 **	0,039
Actividades financieras	0,000	0,042	0,011	0,043
Otros servicios empresariales	-0,090 *	0,038	-0,077 *	0,039
Administración pública	-0,573 **	0,056	-0,555 **	0,056
Educación	-0,277 **	0,037	-0,263 **	0,038
Servicio doméstico	-0,254 **	0,037	-0,232 **	0,039
Otros servicios	-0,235 **	0,039	-0,216 **	0,040
Tipo de contrato				
Indefinido	Categoría base	-	Categoría base	-
De duración determinada	-0,089 **	0,009	-0,086 **	0,009
Sector				
Sector privado	Categoría base	-	Categoría base	-
Sector público	0,114 **	0,014	0,105 **	0,014
Tamaño del establecimiento				
1-9	Categoría base	-	Categoría base	-
10-49	0,056 **	0,009	0,053 **	0,009
50-249	0,110 **	0,011	0,102 **	0,012
250-999	0,157 **	0,014	0,144 **	0,016
>1000	0,176 **	0,013	0,159 **	0,016

Antigüedad en la empresa	0,005 **	0,000	0,005 **	0,001
Comunidad autónoma				
Andalucía	0,019	0,020	0,027	0,021
Aragón	0,046 *	0,023	0,053 *	0,023
Asturias	Categoría base	-	Categoría base	-
Baleares	0,124 **	0,025	0,134 **	0,025
Canarias	0,069 **	0,024	0,078 **	0,024
Cantabria	0,000	0,025	0,003	0,025
Castilla y León	0,017	0,023	0,028	0,024
Castilla-La Mancha	-0,006	0,022	0,008	0,023
Cataluña	0,072 **	0,020	0,087 **	0,022
Comunidad Valenciana	0,015	0,020	0,025	0,021
Extremadura	-0,079 **	0,025	-0,069 **	0,025
Galicia	-0,072 **	0,022	-0,064 **	0,023
Madrid	0,043 *	0,021	0,058 **	0,022
Murcia	-0,049 *	0,023	-0,035	0,024
Navarra	0,152 **	0,024	0,157 **	0,025
País Vasco	0,130 **	0,023	0,135 **	0,023
La Rioja	0,076 **	0,024	0,087 **	0,025
Afiliación sindical	0,032 **	0,009	-	-
$\Phi(\hat{\gamma}'Z)$	-	-	0,121 **	0,046
Constante	6.979.364,0 **	0,049	6.959.181,0 **	0,050
Número de observaciones	9.008		9.008	
χ^2	8.235,2		8.278,5	
Prob> χ^2	0,000		0,000	
Pseudo R ²	-12,969,5		-12,971,8	

Nota: La estimación se ha realizado en ambos casos mediante el procedimiento de regresión por intervalos. Las variables dependientes son los límites superior e inferior del logaritmo del salario neto por hora. ** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente. Los errores estándar asintóticos son robustos mediante la corrección de White (1980).

Cuadro 2

Ecuaciones de selección en la afiliación sindical. *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo.*
1999-2001.

<i>Variables</i>	<i>Modelo probit en forma reducida</i>		<i>Modelo probit en forma estructural</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Sexo				
Mujer	-0,034 **	0,009	-0,094 **	0,024
Varón	Categoría base	-	Categoría base	-
Lugar de nacimiento				
Nacido fuera de España	-0,037	0,020	-0,151 **	0,019
Nacido en España	Categoría base	-	Categoría base	-
Edad	0,001	0,001	0,006 **	0,002
Nivel educativo				
Sin estudios	0,377 **	0,112	0,593 **	0,119
Educación primaria	0,207 **	0,042	0,042	0,067
EGB	0,181 **	0,039	0,052	0,057
Bachillerato	0,182 **	0,043	0,046	0,059
FPI	0,214 **	0,047	0,080	0,062
FPII	0,176 **	0,044	0,069	0,054
Diplomados	0,146 **	0,041	0,092 *	0,043
Licenciados	0,037	0,035	0,052	0,037
Postgrado	Categoría base	-	Categoría base	-
Estado civil				
Casado	0,045 **	0,010	0,044 **	0,010
Otro	Categoría base	-	Categoría base	-
Número de hijos	0,000	0,004	0,000	0,004
Rama de actividad				
Agricultura, selvicultura y pesca	-0,113 **	0,019	0,324	0,267
Industrias extractivas	Categoría base	-	Categoría base	-
Industria manufacturera	-0,083 **	0,028	0,321	0,209
Electricidad, gas y agua	-0,048	0,039	0,432 *	0,243
Construcción	-0,111 **	0,022	0,492	0,303
Comercio	-0,108 **	0,022	0,385	0,273
Hostelería	-0,114 **	0,020	0,295	0,249
Transporte y comunicaciones	-0,069 *	0,027	0,339	0,220
Actividades financieras	-0,049	0,032	0,138	0,111
Otros servicios empresariales	-0,059	0,030	0,234	0,164
Administración pública	-0,099 *	0,032	0,661	0,280
Educación	-0,067 *	0,028	0,170	0,132
Servicio doméstico	-0,112 **	0,021	0,191	0,183
Otros servicios	-0,111 **	0,020	0,512	0,315
Tipo de contrato				
Indefinido	Categoría base	-	Categoría base	-
De duración determinada	-0,042 **	0,010	-0,081 **	0,017
Sector				
Sector privado	Categoría base	-	Categoría base	-
Sector público	0,083 **	0,017	0,201 **	0,055
Tamaño del establecimiento				
1-9	Categoría base	-	Categoría base	-
10-49	0,039 **	0,012	0,100 **	0,029
50-249	0,102 **	0,015	0,230 **	0,058
250-999	0,159 **	0,021	0,263 **	0,050
>1000	0,195 **	0,019	0,267 **	0,036

Antigüedad en la empresa	0,002 **	0,001	0,001	0,001
Comunidad autónoma				
Andalucía	-0,066 **	0,016	-0,134 **	0,023
Aragón	-0,051 *	0,019	-0,126 **	0,022
Asturias	Categoría base	-	Categoría base	-
Baleares	-0,078 **	0,017	-0,028	0,032
Canarias	-0,066 **	0,017	-0,124 **	0,019
Cantabria	-0,028	0,023	-0,056 *	0,022
Castilla y León	-0,076 **	0,016	-0,100 **	0,015
Castilla-La Mancha	-0,101 **	0,013	-0,116 **	0,012
Cataluña	-0,119 **	0,012	-0,122 **	0,011
Comunidad Valenciana	-0,072 **	0,016	-0,094 **	0,015
Extremadura	-0,075 **	0,018	-0,092 **	0,016
Galicia	-0,060 **	0,017	-0,110 **	0,020
Madrid	-0,117 **	0,012	-0,144 **	0,013
Murcia	-0,106 **	0,013	-0,099 **	0,014
Navarra	-0,046	0,021	-0,093 **	0,021
País Vasco	-0,042	0,020	-0,082 **	0,020
La Rioja	-0,081 **	0,018	-0,072 **	0,019
Muestra interés en política	0,061 **	0,010	0,069 **	0,010
Participación en manifestaciones	0,098 **	0,010	0,112 **	0,011
Ganancia salarial asociada a la afiliación sindical	-	-	1,483 *	0,593
Log likelihood	-37.725.494		-37.694.581	
Número de observaciones	9.008		9.008	
χ^2	1.173,0		1133,7	
Prob> χ^2	0,000		0,000	
Pseudo R ²	0,1467		0,1474	

Nota: La variable dependiente es la afiliación sindical. Los resultados corresponden a la estimación de un modelo de elección discreta tipo probit y se presentan en forma de efectos marginales. ** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente. Los errores estándar asintóticos son robustos mediante la corrección de White (1980).

Cuadro 3

Ecuaciones salariales separadas para afiliados y no afiliados con afiliación sindical endógena.
Modelo de regresiones alternantes. *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo. 1999-2001.*

Variables	Afiliados		No afiliados	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Sexo				
Mujer	-0,131 **	0,021	-0,174 **	0,009
Varón	Categoría base	-	Categoría base	-
Lugar de nacimiento				
Nacido fuera de España	0,121 *	0,059	-0,042	0,022
Nacido en España	Categoría base	-	Categoría base	-
Edad	0,002 *	0,001	0,006 **	0,001
Nivel educativo				
Sin estudios	-0,752 **	0,141	-0,678 **	0,083
Educación primaria	-0,412 **	0,060	-0,517 **	0,033
EGB	-0,348 **	0,059	-0,434 **	0,033
Bachillerato	-0,222 **	0,061	-0,306 **	0,033
FPI	-0,314 **	0,061	-0,393 **	0,034
FPII	-0,245 **	0,060	-0,311 **	0,034
Diplomados	-0,062	0,058	-0,101 **	0,033
Licenciados	-0,008	0,060	-0,001	0,034
Postgrado	Categoría base	-	Categoría base	-
Estado civil				
Casado	0,076 **	0,019	0,073 **	0,009
Otro	Categoría base	-	Categoría base	-
Rama de actividad				
Agricultura, selvicultura y pesca	-0,522 **	0,075	-0,234 **	0,056
Industrias extractivas	Categoría base	-	Categoría base	-
Industria manufacturera	-0,347 **	0,050	-0,093	0,051
Electricidad, gas y agua	-0,255 **	0,077	-0,005	0,066
Construcción	-0,355 **	0,057	-0,002	0,053
Comercio	-0,451 **	0,058	-0,147 **	0,053
Hostelería	-0,404 **	0,066	-0,130 *	0,054
Transporte y comunicaciones	-0,352 **	0,056	-0,113 *	0,054
Actividades financieras	-0,028	0,066	0,102	0,057
Otros servicios empresariales	-0,151 **	0,055	0,035	0,055
Administración pública	-0,824 **	0,164	-0,405 **	0,068
Educación	-0,322 **	0,052	-0,158 **	0,053
Servicio doméstico	-0,334 **	0,053	-0,104	0,055
Otros servicios	-0,439 **	0,065	-0,076	0,054
Tipo de contrato				
Indefinido	Categoría base	-	Categoría base	-
De duración determinada	-0,058 *	0,026	-0,087 **	0,010
Sector				
Sector privado	Categoría base	-	Categoría base	-
Sector público	0,051	0,028	0,106 **	0,018
Tamaño del establecimiento				
1-9	Categoría base	-	Categoría base	-
10-49	0,018	0,024	0,054 **	0,010
50-249	0,045	0,030	0,104 **	0,013
250-999	0,100 **	0,036	0,136 **	0,019
>1000	0,126 **	0,034	0,144 **	0,020

Antigüedad en la empresa	0,006 **	0,001	0,005 **	0,001
Comunidad autónoma				
Andalucía	0,080 *	0,034	0,013	0,026
Aragón	0,115 **	0,039	0,034	0,029
Asturias	Categoría base	-	Categoría base	-
Baleares	0,091	0,052	0,145 **	0,030
Canarias	0,128 **	0,045	0,068 *	0,030
Cantabria	0,018	0,042	-0,001	0,032
Castilla y León	0,042	0,045	0,026	0,029
Castilla-La Mancha	0,019	0,043	0,013	0,028
Cataluña	0,085 *	0,041	0,095 **	0,027
Comunidad Valenciana	0,035	0,034	0,023	0,027
Extremadura	-0,059	0,045	-0,067 *	0,031
Galicia	-0,028	0,038	-0,075 **	0,029
Madrid	0,086 *	0,042	0,061 *	0,028
Murcia	-0,048	0,052	-0,026	0,030
Navarra	0,186 **	0,039	0,146 **	0,031
País Vasco	0,157 **	0,038	0,127 **	0,029
La Rioja	0,073	0,051	0,094 **	0,030
$\hat{\lambda}_1$	-0,038	0,043		
$\hat{\lambda}_2$			0,115 **	0,043
Constante	7.268.067,0 **	0,116	6.823.773,0 **	0,066
Número de observaciones	1.740		7,268	
χ^2	1.571,4		6.386,9	
Prob> χ^2	0,000		0,000	

Nota: La estimación se ha realizado en ambos casos mediante el procedimiento de regresión por intervalos. Las variables dependientes son los límites superior e inferior del logaritmo del salario neto por hora. ** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente. Los errores estándar asintóticos son robustos mediante la corrección de White (1980).

Cuadro 4

Ecuación salarial de contraste de igualdad de coeficientes entre afiliados y no afiliados (todos los asalariados). *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo. 1999-2001.*

Variables	Afiliados		Interacción entre $\Phi(\hat{\gamma}Z)$ y la variable	Diferencia entre afiliados y no afiliados	
	Coefficiente	Error estándar		Coefficiente	Error estándar
Sexo			Sexo		
Mujer	-0,191 **	0,014	Mujer	0,158 *	0,062
Varón	Categoría base	-	Varón	Categoría base	-
Lugar de nacimiento			Lugar de nacimiento		
Nacido fuera de España	-0,085 **	0,026	Nacido fuera de España	0,575 **	0,174
Nacido en España	Categoría base	-	Nacido en España	Categoría base	-
Edad	0,006 **	0,001	Edad	-0,005	0,004
Nivel educativo			Nivel educativo		
Sin estudios	-0,602 **	0,145	Sin estudios	-0,600	0,541
Educación primaria	-0,362 **	0,037	Educación primaria	-0,810 **	0,175
EGB	-0,306 **	0,036	EGB	-0,688 **	0,172
Bachillerato	-0,211 **	0,038	Bachillerato	-0,529 **	0,174
FPI	-0,277 **	0,040	FPI	-0,618 **	0,183
FPII	-0,176 **	0,038	FPII	-0,736 **	0,177
Diplomados	-0,002	0,037	Diplomados	-0,559 **	0,171
Licenciados	0,050	0,036	Licenciados	-0,321	0,175
Postgrado	Categoría base	-	Postgrado	Categoría base	-
Estado civil			Estado civil		
Casado	0,096 **	0,014	Casado	-0,158 *	0,064
Otro	Categoría base	-	Otro	Categoría base	-
Rama de actividad			Rama de actividad		
Agricultura, selvicultura y pesca	-0,236 **	0,063	Agricultura, selvicultura y pesca	0,040 **	0,015
Industrias extractivas	Categoría base	-	Industrias extractivas	Categoría base	-
Industria manufacturera	-0,135 *	0,058	Industria manufacturera	-0,634 *	0,268
Electricidad, gas y agua	-0,056	0,090	Electricidad, gas y agua	-0,164	0,112
Construcción	-0,008	0,058	Construcción	-0,210	0,199
Comercio	-0,166 **	0,058	Comercio	-0,553 **	0,154
Hostelería	-0,133 *	0,060	Hostelería	-0,299	0,157
Transporte y comunicaciones	-0,119 *	0,060	Transporte y comunicaciones	-0,492 *	0,226
Actividades financieras	0,064	0,067	Actividades financieras	-0,292 *	0,115
Otros servicios empresariales	0,005	0,060	Otros servicios empresariales	-0,167	0,152
Administración pública	-0,439 **	0,083	Administración pública	-0,271 *	0,120
Educación	-0,172 **	0,057	Educación	-0,183	0,603
Servicio doméstico	-0,208 **	0,045	Servicio doméstico	-0,214 *	0,099
Otros servicios	-0,071	0,060	Otros servicios	-0,514 **	0,194
Tipo de contrato			Tipo de contrato		
Indefinido	Categoría base	-	Indefinido	Categoría base	-
De duración determinada	-0,090 **	0,015	De duración determinada	0,007	0,090
Sector			Sector		
Sector privado	Categoría base	-	Sector privado	Categoría base	-
Sector público	0,266 **	0,027	Sector público	-0,631 **	0,089
Tamaño del establecimiento			Tamaño del establecimiento		
1-9	Categoría base	-	1-9	Categoría base	-
10-49	0,058 **	0,016	10-49	-0,019	0,101
50-249	0,120 **	0,022	50-249	-0,101	0,111
250-999	0,181 **	0,032	250-999	-0,192	0,129
>1000	0,131 **	0,035	>1000	-0,002	0,132

Antigüedad en la empresa	0,005 **	0,001	Antigüedad en la empresa	-0,001	0,004
Comunidad autónoma			Comunidad autónoma		
Andalucía	0,012	0,038	Andalucía	0,090	0,115
Aragón	0,038	0,044	Aragón	0,093	0,130
Asturias	Categoría base	-	Asturias	Categoría base	-
Baleares	0,154 **	0,044	Baleares	-0,091	0,165
Canarias	0,092 *	0,043	Canarias	-0,049	0,152
Cantabria	0,007	0,048	Cantabria	-0,019	0,139
Castilla y León	0,009	0,043	Castilla y León	0,121	0,144
Castilla-La Mancha	0,000	0,043	Castilla-La Mancha	0,094	0,151
Cataluña	0,087 *	0,041	Cataluña	0,045	0,142
Comunidad Valenciana	0,052	0,041	Comunidad Valenciana	-0,128	0,138
Extremadura	-0,021	0,046	Extremadura	-0,263	0,170
Galicia	-0,120 **	0,041	Galicia	0,270 *	0,124
Madrid	0,042	0,041	Madrid	0,166	0,138
Murcia	0,002	0,045	Murcia	-0,273	0,187
Navarra	0,170 **	0,048	Navarra	-0,054	0,149
País Vasco	0,111 *	0,043	País Vasco	0,095	0,127
La Rioja	0,115 *	0,049	La Rioja	-0,136	0,199
$\phi(\hat{\gamma}'Z)$	-0,382	0,214			
Constante	6.743.922,0 **	0,077		1.748.388,0 **	0,328
σ_{ui}				0,308	
Número de observaciones				9.008	
χ^2				6.007,1	
Prob> χ^2				0,000	

Nota: La estimación de la ecuación salarial se ha realizado mediante el procedimiento de regresión por intervalos. Las variables dependientes son los límites superior e inferior del logaritmo del salario neto por hora. ** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente. Los errores estándar asintóticos son robustos mediante la corrección de White (1980).

Cuadro 5

Ventaja salarial asociada a la afiliación sindical. Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo. 1999-2001.

	<i>Ventaja salarial asociada a la afiliación</i>
Todos los trabajadores	0,036**
Varones	0,017**
Mujeres	0,077**

Nota: La diferencia salarial asociada a la afiliación sindical corresponde al promedio de las diferencias de salarios predichos para cada individuo del colectivo de referencia estimadas a partir de ecuaciones salariales para los regímenes de afiliación y no afiliación y corrigiendo por endogeneidad en la afiliación sindical (ver texto). ** y * indican que la diferencia salarial estimada es significativamente distinta de cero al 1% y al 5%, respectivamente.