

**DISPERSIÓN SALARIAL DENTRO DE LAS EMPRESAS Y NEGOCIACIÓN
COLECTIVA: UNA APLICACIÓN AL CASO ASTURIANO**

César Rodríguez Gutiérrez
UNIVERSIDAD DE OVIEDO

Dirección:

César Rodríguez Gutiérrez
Departamento de Economía
Universidad de Oviedo
Avda. del Cristo, S/N
33071, Oviedo
Tel.: 98-510 37 69
Fax: 98-510 48 71
E-mail: crodri@econo.uniovi.es

Resumen

En este artículo se analizan los determinantes del grado de dispersión entre categorías profesionales de las tarifas salariales negociadas en convenio de empresa. Para ello, en primer lugar se elabora un modelo teórico que permite identificar las variables que influyen en el grado de dispersión salarial por categorías. Posteriormente, el modelo se estima empleando un panel de datos sobre empresas asturianas que han negociado un convenio colectivo propio entre 1990 y 1994. Los resultados de las estimaciones indican que los factores internos (el grado de afiliación sindical, las ventas por trabajador y la tarifa salarial media negociada) son los elementos que condicionan en mayor medida el tamaño del “abanico” salarial. También se ha detectado un efecto temporal significativo que parece poner de manifiesto el carácter anticíclico del coeficiente de variación de los salarios por categorías (la dispersión salarial aumenta en los periodos de crisis).

Abstract

This paper analyzes the determinants of bargained wage dispersion by occupational groups within firms. First, a theoretical model is developed in order to identify these factors. Second, this model is estimated using a panel of five years that contains information about firms that have bargained their own collective agreement. Estimations show that insider factors (union density, sales per employee, and the average bargained wage level), are the main determinants of wage dispersion. Estimations also display very significant time effects. This outcome shows the counter-cyclical nature of wage dispersion (it increases during slump periods).

Palabras clave:

Negociación colectiva; dispersión salarial; sindicatos.

DISPERSIÓN SALARIAL DENTRO DE LAS EMPRESAS Y NEGOCIACIÓN COLECTIVA: UNA APLICACIÓN AL CASO ASTURIANO

1. Introducción

En esta investigación se pretende averiguar qué factores determinan el grado de dispersión de las tarifas salariales negociadas para las distintas categorías profesionales en los convenios colectivos de empresa. La mayoría de las investigaciones realizadas en este campo plantean el análisis de los determinantes de la dispersión salarial como un simple problema de descomposición de la varianza de los salarios, y no consideran que la dispersión pueda ser, como sucede con los niveles salariales, el resultado de un proceso explícito de negociación. Además, estos estudios destacan la influencia de los sindicatos en la reducción de la dispersión salarial dentro de las empresas. Así, por ejemplo, Hyclak (1979), Freeman (1980, 1982), Hirsch (1982), Meng (1990), Gosling y Machin (1995), Hibbs y Locking (1996) y Lemieux (1998) comprueban que la dispersión de los salarios es menor en los establecimientos sindicalizados que en los no sindicalizados, utilizando normalmente datos sobre los salarios efectivamente percibidos por los individuos procedentes de encuestas a empresas.

Tomando como referencia los trabajos anteriores, en esta investigación se plantea el problema de la determinación del grado de dispersión salarial en el marco de un modelo de negociación entre empresa y sindicato de tipo *right-to-manage*, tratando de identificar qué variables, además del grado de presión sindical, pueden incidir en el resultado final de la negociación. Esta es la principal aportación de la presente investigación. Otra diferencia importante con relación a los trabajos anteriores radica en el tipo de datos utilizados. En el caso español, los convenios colectivos fijan las tarifas salariales anuales en condiciones de rendimiento normal para un número muy elevado de categorías profesionales. No existe un solo nivel salarial negociado, sino una tabla de niveles salariales por categorías. Esto permite calcular la dispersión salarial negociada como el coeficiente de variación, entre las distintas categorías profesionales, de las tarifas salariales fijadas en convenio colectivo de empresa, en lugar de utilizar información sobre los salarios percibidos por los trabajadores. Esta forma de medir la dispersión salarial tiene una gran ventaja frente a la utilización de los salarios efectivamente percibidos: al tratarse de tarifas salariales negociadas en condiciones de rendimiento normal para las diferentes categorías profesionales, la comparación salarial realizada entre empresas resulta mucho más homogénea, no existiendo

problemas derivados de la heterogeneidad de la mano de obra. Debe tenerse en cuenta que la comparación se realiza para un mismo nivel de esfuerzo de los trabajadores y para un conjunto de categorías profesionales similar en todos los casos. Por ello, esta comparación no resulta afectada por las desigualdades en las capacidades innatas de los individuos, ni en su rendimiento personal.

En la práctica, la aplicación de esta metodología presenta algunas dificultades, ya que en España no se publica información sobre las tarifas salariales negociadas en el ámbito de las empresas para las diferentes categorías profesionales. Por ello, ha sido necesario elaborar personalmente la base de datos. Dado lo laborioso del proceso (lectura del texto de los convenios colectivos para extraer las tarifas salariales, obtención de la información de las características de las empresas a partir de sus Balances y Cuentas de Pérdidas y Ganancias, etc.), y dadas las grandes diferencias regionales existentes en España en cuanto a la extensión e importancia de la negociación colectiva de empresa, se ha preferido restringir la muestra a un conjunto de empresas de una misma región. La región elegida, Asturias, se caracteriza porque la implantación sindical es intensa y bastante homogénea a lo largo de todo su territorio, y porque la negociación colectiva de empresa (minoritaria en España) es muy frecuente. Así, mientras que en el conjunto de España el porcentaje de trabajadores sujetos a convenio de empresa representaba en el año 1994 el 12.3% del total de trabajadores sujetos a algún tipo de convenio, y el 9.9% del total de asalariados, las cifras correspondientes a Asturias son del 32.3% y del 21.9%, respectivamente¹. Para que resulte posible analizar la evolución de la dispersión no sólo entre empresas, sino a lo largo del tiempo, se ha obtenido información para el periodo 1990-1994².

El resto del trabajo se ordena del siguiente modo. En primer lugar, en la Sección 2 se desarrolla un modelo de negociación salarial con dos objetivos: la fijación de la tarifa salarial media de la empresa y la determinación del grado de dispersión salarial por categorías profesionales. A

¹ Los datos están tomados del *Anuario de Estadísticas Laborales*. Debe destacarse el hecho de que la mayoría de los trabajadores sujetos a convenio en España están afectados por un acuerdo de sector provincial (57.2% de los trabajadores sujetos a algún tipo de convenio en el año 1993). Estos convenios de sector provincial se negocian por las organizaciones patronales y sindicales mayoritarias en cada sector y provincia y se aplican automática y obligatoriamente a todas las empresas de su ámbito en ausencia de convenio colectivo propio. Esto hace que en España casi todos los trabajadores estén sujetos a algún tipo de convenio, incluso si en su empresa no se ha firmado un acuerdo. Para conocer mejor las características básicas de nuestro modelo de negociación colectiva, pueden consultarse, entre otros, los artículos de Lorences, Fernández y Rodríguez (1995) y Abellán, Felgueroso y Lorences (1997).

² Esta misma base de datos ya ha sido empleada en otra investigación sobre los determinantes de

continuación, en la Sección 3 se presentan las estimaciones del modelo, empleando la base de datos referida anteriormente y utilizando técnicas de panel. Finalmente, la Sección 4 resume las principales conclusiones de la investigación.

2. Un modelo de negociación de la dispersión salarial entre categorías profesionales

En España, los sindicatos y las empresas fijan las tarifas salariales anuales de convenio para un conjunto amplio de categorías profesionales³. Se suele argumentar que en este proceso los sindicatos tratan de comprimir la estructura salarial, reduciendo la dispersión de los salarios por categorías. De manera simplificada, la negociación podría formalizarse del siguiente modo: los sindicatos pactan la tarifa salarial media de convenio, y a la vez fijan la dispersión salarial entre categorías alrededor de ese elemento de referencia, tratando siempre de cerrar el “abanico” salarial. Una vez fijada la tarifa salarial de referencia y el grado de dispersión, automáticamente se establecen las tarifas salariales para el resto de categorías. Existen suficientes argumentos para sostener que los sindicatos negocian los convenios tratando de comprimir el “abanico” salarial. Según Freeman (1976), en el contexto de la teoría del votante mediano, siempre que el salario mediano sea inferior al medio, más de la mitad de los trabajadores será partidario de redistribuir renta en favor de los individuos de salarios más bajos, propiciando políticas que reduzcan la desigualdad. Asimismo, Farber y Saks (1980) observan que los trabajadores cuyos ingresos están por debajo de la media de la empresa tienen una mayor probabilidad de votar a favor de los sindicatos que el resto, probablemente porque esperan un aumento superior de sus ingresos.

La negociación sobre estas dos variables (tarifa salarial media y grado de dispersión entre categorías) puede ser representada a través de un modelo de tipo *right-to-manage*. Normalmente, los modelos de negociación se centran en la determinación sólo del nivel de salarios⁴, o bien de un conjunto de valores que pueden ser el salario y la jornada⁵, o el salario y el esfuerzo⁶. En la línea de estos últimos, a continuación se planteará un modelo de negociación conjunta de dos variables: la tarifa salarial media de la empresa, y el grado de dispersión salarial por categorías profesionales.

las diferencias en los niveles salariales negociados en convenio colectivo. Véase, Rodríguez (1998).

³ Véase en el Apéndice cuáles son estas categorías.

⁴ Véanse, por ejemplo, Nickell y Wadhvani (1990), Nickell y Kong (1992), y Nickell, Vainiomaki y Wadhvani (1994) para el caso británico, y Andrés y García (1993), Dolado y Bentolila (1994), y Rodríguez (1998) para el caso español.

⁵ Véase, por ejemplo, De Juan (1995).

⁶ Un modelo de este tipo se describe en Layard *et al.* (1991).

En el marco de una negociación tipo Nash entre empresa y sindicato, se puede afirmar que el resultado final de la misma se determina por medio de la maximización del producto de las ganancias netas de cada parte, ponderadas por su poder negociador relativo. En concreto, la expresión a maximizar es:

$$\mathbf{w} = (V - \bar{V}) \mathbf{b} (\mathbf{p}^e - \bar{\mathbf{p}}^e) \quad (1)$$

donde π^e es el beneficio real esperado por la empresa, V es la función objetivo del sindicato, \bar{V} y $\bar{\mathbf{p}}^e$ son las ganancias que podría obtener cada parte si no se alcanzase el acuerdo, y \mathbf{b} es el poder relativo del sindicato. Suponiendo que los sindicatos extraen utilidad no sólo del aumento en el nivel medio de salarios, sino también de la compresión del “abanico” salarial en la empresa (acercamiento de los salarios entre las distintas categorías profesionales), la función objetivo del sindicato podría representarse así:

$$V = S \left[\frac{W}{D} \right] + (1 - S) A \quad (2)$$

donde S es la probabilidad que tiene el trabajador de mantenerse en la empresa después de la negociación (o probabilidad de "supervivencia"), W es la tarifa salarial real media negociada, D es el coeficiente de variación de la tarifa salarial entre categorías profesionales y A es la renta real alternativa del trabajador. Obsérvese que la utilidad del trabajador típico (que se corresponde con la utilidad del sindicato) crece con el salario medio y cae a medida que crece la dispersión salarial. Por su parte, la renta alternativa A está constituida por los ingresos del trabajador en el caso de que éste pierda su empleo tras la negociación. Dicha renta se puede definir como la combinación lineal del salario real esperado o medio de la economía, W^e , en el caso de que el trabajador encuentre un empleo alternativo, y de la prestación real por desempleo, B , si no lo encuentra. Como sucede en la ecuación (2), las ganancias se dividen por el grado de dispersión de las mismas (D^e y D^b respectivamente). Por consiguiente,

$$A = (1 - \mathbf{j}(u)) \frac{W^e}{D^e} + \mathbf{j}(u) \frac{B}{D^b} \quad (3)$$

donde u es la tasa de paro y $\mathbf{j}(u)$ es la probabilidad de permanecer desempleado tras la negociación ($\mathbf{j}' > 0$). Suponiendo que $D^e = D^b$, es posible reescribir la expresión (3) como:

$$A = \frac{W^e}{D^e} (1 - \mathbf{j}(u)(1 - b)) \quad (4)$$

donde b es el ratio de reemplazamiento, $b = B/W^e$.

Por lo que se refiere a la empresa, se supondrá que la mayor dispersión salarial por categorías tiene efectos positivos sobre la producción y los beneficios de la misma y, por consiguiente, sobre la probabilidad de que el trabajador pueda mantener el puesto de trabajo. La razón es que la dispersión salarial fomenta la eficiencia. Si, como afirma la teoría de los salarios de eficiencia, la productividad de los individuos depende en buena medida de su motivación, una forma de conseguir elevar la productividad de los trabajadores consistirá en crear un esquema de remuneraciones dentro de la empresa que establezca una clara diferencia relativa de salarios entre categorías. Es posible que ello actúe desincentivando la productividad de la categoría laboral inferior (que puede sentirse maltratada), pero para el resto de los trabajadores el aumento de las diferencias salariales respecto a la categoría de salarios más bajos debería estimular su esfuerzo, siendo muy probable que la producción global aumente. En la práctica, es frecuente observar cómo la compresión excesiva del “abanico” salarial (políticas de uniformización salarial) reduce el esfuerzo global y la producción de los trabajadores. Por todo ello, el modelo supone una función de producción de tipo Cobb-Douglas que contiene un término multiplicativo para recoger el efecto de la dispersión salarial sobre la eficiencia de los trabajadores.

La función de producción es:

$$Y = D^g N^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad (5)$$

donde Y representa el producto, N el nivel de empleo y K el capital, cumpliéndose que $0 < \alpha, (\alpha < 1$, y $\gamma > \alpha$ ⁷.

⁷ El supuesto $\gamma > \alpha$ es necesario para no llegar a un resultado absurdo. Si γ fuese menor que α , la igualación de las expresiones (24) y (25), que aparecerán más adelante, daría como resultado que

Si la dispersión salarial favorece la producción, entonces también estimulará el beneficio de la empresa. Además, si el hecho de que la empresa obtenga beneficios es un condicionante de la “supervivencia“ del trabajador en la misma, entonces la probabilidad de “supervivencia” dependerá también positivamente de la dispersión salarial. Una empresa que reduzca sus beneficios por el hecho de aplicar un sistema de remuneración excesivamente igualitario puede verse forzada a recortar la plantilla, por lo que la probabilidad de que el trabajador típico mantenga su puesto de trabajo disminuirá.

Volviendo al desarrollo del modelo, suele aplicarse el supuesto simplificador de que $\bar{V} = A$ y $\bar{p}^e = 0$. Es decir, si no se alcanza el acuerdo el trabajador puede obtener siempre una renta igual a la alternativa, trabajando en un empleo externo. Sin embargo, para la empresa será difícil sustituir la totalidad de la plantilla, por lo que no podrá obtener beneficios positivos⁸. Bajo esos supuestos, la expresión (1) se convierte en:

$$\mathbf{w} = \left(\frac{W}{D} - A \right)^{\mathbf{b}} S^{\mathbf{b}} \mathbf{p}^e \quad (6)$$

o bien, tomando logaritmos,

$$\log \mathbf{w} = \mathbf{b} \log \left(\frac{W}{D} - A \right) + \mathbf{b} \log S + \log \mathbf{p}^e \quad (7)$$

En la negociación deben determinarse los valores óptimos de W y de D . Aplicando las condiciones de primer orden de máximo se tiene que:

$$\frac{W - AD}{W} = \frac{1}{\mathbf{e}_{SW} + (\mathbf{b}t)^{-1}} \quad (8)$$

y

el término $(\mathbf{e}_{SW} \mathbf{b})$ fuese negativo, lo que no puede ocurrir.

$$\frac{W - AD}{W} = \frac{1}{e_{SD} + \frac{g}{a}(bt)^{-1}} \quad (9)$$

donde e_{SW} y e_{SD} se definen como,

$$e_{SW} = -\frac{W}{S} \frac{\partial S}{\partial W} > 0 \quad (10)$$

y

$$e_{SD} = \frac{D}{S} \frac{\partial S}{\partial D} > 0 \quad (11)$$

es decir, e_{SW} y e_{SD} son las elasticidades de “supervivencia” con respecto al salario y a la dispersión salarial, respectivamente. A su vez,

$$t = \frac{P^e}{WN^e} \quad (12)$$

donde N^e es el empleo esperado.

Suponiendo ahora que la función de demanda de producto es de elasticidad constante⁹,

$$Y = P^{-h} \tilde{q} Y_d \quad (13)$$

donde Y_d es un índice de demanda, \tilde{q} es una variable aleatoria que muestra perturbaciones de demanda, P es el precio fijado por la empresa y h es la elasticidad precio de la demanda; entonces, la condición de maximización del beneficio en la contratación de factor trabajo (condición del ingreso del producto marginal) se puede expresar así:

⁸ Véase, Booth (1995), pág. 125.

⁹ Véase, Layard *et al.* (1991), pág. 102.

$$\frac{N}{K} = \left[\frac{W}{P \mathbf{a} k D^g} \right]^{-\frac{1}{1-a}} \quad (14)$$

donde

$$\mathbf{k} = 1 - \frac{1}{\mathbf{h}} \quad (15)$$

es un índice de competitividad en el mercado de productos. Nótese que la ecuación (14) representa la función de demanda de trabajo de la empresa, y constituye una restricción que debe cumplir el acuerdo alcanzado en la negociación.

La ecuación (14) se puede reescribir, sustituyendo en ella las expresiones (5) y (13), de modo que,

$$N = \tilde{\mathbf{q}}^{\frac{1}{h(1-ak)}} K \left[\frac{WK^{\frac{1}{h}}}{\mathbf{a} k Y_d^{\frac{1}{h}}} \right]^{-\frac{1}{1-ak}} D^{\frac{gk}{1-ak}} \quad (16)$$

A partir de (14) es fácil comprobar que

$$\mathbf{t} = \frac{1-ak}{ak} \quad (17)$$

Por su parte, se puede demostrar que,

$$S = S \left(\frac{N_I}{N^e(W, D)} \right) \quad (18)$$

donde N_I es el número de trabajadores *insiders*¹⁰.

¹⁰ Véase, Layard *et al.* (1991), pág. 102.

Además, se pueden reescribir las expresiones (10) y (11) del siguiente modo:

$$\mathbf{e}_{SW}(W, D) = \mathbf{e}_{SN} \left(\frac{N_I}{N^e(W, D)} \right) \mathbf{e}_{NW} \quad (19)$$

y

$$\mathbf{e}_{SD}(W, D) = \mathbf{e}_{SN} \left(\frac{N_I}{N^e(W, D)} \right) \mathbf{e}_{ND} \quad (20)$$

donde

$$\mathbf{e}_{SN} = \frac{N^e}{S} \frac{\partial S}{\partial N^e} > 0 \quad (21)$$

$$\mathbf{e}_{NW} = (1 - \mathbf{ak})^{-1} \quad (22)$$

$$\mathbf{e}_{ND} = \mathbf{gk}(1 - \mathbf{ak})^{-1} \quad (23)$$

Sustituyendo las expresiones (17), (19) y (22) en la ecuación (8), y (17), (20) y (23) en la ecuación (9), se llega a:

$$\frac{W - AD}{W} = \frac{1 - \mathbf{ak}}{\mathbf{e}_{SN} + \frac{\mathbf{ak}}{\mathbf{b}}} \quad (24)$$

y

$$\frac{W - AD}{W} = \frac{1 - \mathbf{ak}}{\mathbf{kg}(\mathbf{e}_{SN} + \frac{1}{\mathbf{b}})} \quad (25)$$

A partir de las expresiones anteriores se pueden calcular las ecuaciones de determinación

de la tarifa salarial media (ecuación 24) y del grado de dispersión salarial negociado (ecuación 25). La ecuación para la determinación de la tarifa salarial media ha sido planteada y estimada en numerosas ocasiones¹¹. El resultado general establece que el salario negociado es una media ponderada de factores internos (básicamente, el valor de las ventas por ocupado) y externos (salario externo, tasa de paro y ratio de reemplazamiento), dependiendo también del poder sindical. Dado que el objetivo de esta investigación consiste en conocer los determinantes del grado de dispersión salarial, de ahora en adelante la atención se centrará en el desarrollo de la ecuación (25).

Teniendo en cuenta que,

$$e_{SN} \left(\frac{N_I}{N^e(W, D)} \right) = e_{SN} \left(\frac{N_I}{K \left(\frac{W}{ak^g D^g} \right)^{\frac{1}{1-a}}} \right) \quad (26)$$

sustituyendo (4) y (26) en (25), tomando logaritmos y diferenciando a continuación, y suponiendo que,

$$d\mathbf{a} = d\mathbf{k} = d\mathbf{g} = 0$$

se llega a la siguiente expresión para el grado de dispersión salarial negociado:

$$\begin{aligned} d \log D = & -\frac{\mathbf{l}}{\mathbf{g}} \left[d \log P^e + (1 - \mathbf{a})(d \log K - d \log N_I) \right] + \\ & + (1 - \mathbf{l}) \left[d \log D^e - d \log W^e + \frac{(1 - b)\mathbf{j}'}{1 - \mathbf{j}(1 - b)} du - \frac{\mathbf{j}}{1 - \mathbf{j}(1 - b)} db \right] + \\ & + \left[1 - \mathbf{l} + \frac{\mathbf{l}}{\mathbf{g}} \right] d \log W - \mathbf{s} d \log \mathbf{b} \end{aligned} \quad (27)$$

donde,

¹¹ Véanse, entre otros, los trabajos citados en la nota 4.

$$\mathbf{l} = \frac{\frac{\mathbf{e}'_{SN} N_I (1 - \mathbf{a}\mathbf{k})}{(1 - \mathbf{a})N^e \mathbf{k}(\mathbf{e}_{SN} + \frac{1}{\mathbf{b}})^2}}{\frac{\mathbf{e}'_{SN} N_I (1 - \mathbf{a}\mathbf{k})}{(1 - \mathbf{a})N^e \mathbf{k}(\mathbf{e}_{SN} + \frac{1}{\mathbf{b}})^2} + \frac{DW^e [1 - \mathbf{j}(1 - b)]}{WD^e}} \quad (28)$$

y

$$\mathbf{s} = \frac{\frac{(1 - \mathbf{a}\mathbf{k})}{\mathbf{k}\mathbf{g}\mathbf{b}}}{\frac{\mathbf{e}'_{SN} N_I (1 - \mathbf{a}\mathbf{k})}{(1 - \mathbf{a})N^e \mathbf{k}(\mathbf{e}_{SN} + \frac{1}{\mathbf{b}})^2} + \frac{DW^e [1 - \mathbf{j}(1 - b)]}{WD^e}} \quad (29)$$

Dado que¹² $(\mathbf{e}_{SN}, \mathbf{e}'_{SN}) > 0$ y $0 < \mathbf{j}(u)$, $\mathbf{a}\mathbf{k}\mathbf{b} < 1$, entonces, $0 < \mathbf{l} < 1$ y $\mathbf{s} > 0$.

Suponiendo ahora que la variación en el empleo esperado a lo largo del periodo es igual a la variación en el empleo *insider* (que puede ser considerada como la variación correspondiente al periodo anterior),

$$d \log N^e = d \log N_I \quad (30)$$

y teniendo en cuenta que, a partir de (5),

$$d \log K - d \log N^e = \frac{1}{1 - \mathbf{a}} (d \log Y - d \log N^e) - \frac{\mathbf{g}}{1 - \mathbf{a}} d \log D \quad (31)$$

entonces, sustituyendo (30) y (31) en (27), se llega a,

¹² Véase, Layard *et al.* (1991), págs. 537-538.

$$\begin{aligned}
d \log D = & -\frac{\mathbf{I}}{\mathbf{g}(1-\mathbf{I})} [d \log P^e + d \log Y - d \log N^e] + \\
& + d \log D^e - d \log W^e + \frac{(1-b)\mathbf{j}'}{1-\mathbf{j}(1-b)} du - \frac{\mathbf{j}}{1-\mathbf{j}(1-b)} db + \\
& + \left[1 + \frac{\mathbf{I}}{\mathbf{g}(1-\mathbf{I})} \right] d \log W - \frac{\mathbf{s}}{1-\mathbf{I}} d \log \mathbf{b}
\end{aligned} \tag{32}$$

Finalmente, para recoger los efectos inerciales en la negociación del grado de dispersión salarial, se puede introducir en la ecuación el grado de dispersión del año anterior multiplicado por un coeficiente de ponderación¹³, de modo que:

$$\begin{aligned}
d \log D = & \mathbf{m} \log D_{-1} - \frac{(1-\mathbf{m})\mathbf{I}}{\mathbf{g}(1-\mathbf{I})} (d \log P^e + d \log Y - d \log N^e) + \\
& + (1-\mathbf{m}) [d \log D^e - d \log W^e] + \frac{(1-\mathbf{m})(1-b)\mathbf{j}'}{1-\mathbf{j}(1-b)} du \\
& - \frac{(1-\mathbf{m})\mathbf{j}}{1-\mathbf{j}(1-b)} db + \left[(1-\mathbf{m}) + \frac{(1-\mathbf{m})\mathbf{I}}{\mathbf{g}(1-\mathbf{I})} \right] d \log W - \frac{(1-\mathbf{m})\mathbf{s}}{1-\mathbf{I}} d \log \mathbf{b}
\end{aligned} \tag{33}$$

De acuerdo con la expresión (33), la tasa de variación del grado de dispersión de los salarios negociados, $d \log D$, depende positivamente de las tasas de variación del grado de dispersión existente en el periodo anterior, $d \log D_{-1}$, y en el resto de la economía, $d \log D^e$, y de las variaciones en la tasa de paro agregada, du , y en el nivel medio de salarios negociados en la empresa, $d \log W$. Por el contrario, depende negativamente de las tasas de variación del valor de las ventas por trabajador, $(d \log P^e + d \log Y - d \log N^e)$, de los salarios externos, $d \log W^e$, del poder sindical, $d \log \mathbf{b}$, y del cambio en el ratio de reemplazamiento, db . En definitiva, el modelo confirma que los sindicatos actúan comprimiendo el “abanico” salarial, pero muestra que éste depende también de un conjunto de elementos internos y externos a la empresa, cuya importancia relativa tratará de determinarse en la siguiente sección del artículo.

Aunque la explicación del signo negativo del efecto de los sindicatos sobre la dispersión salarial ya ha sido ofrecida con anterioridad, nada se ha dicho sobre el signo de los otros efectos. Comenzando por los factores internos a la empresa, parece lógico suponer que a medida que crece el valor de las ventas por ocupado (o productividad media del trabajo) la empresa se encuentra en

mejores condiciones para aceptar la propuesta sindical de una menor dispersión salarial. También resulta lógico que la dispersión sea mayor cuanto más elevado sea el salario medio de la empresa, dado que nivel salarial y dispersión son los dos aspectos que se intercambian en la negociación (la empresa estará dispuesta a aceptar un mayor nivel medio de salarios a cambio de una mayor dispersión). En cuanto a los factores externos, la dispersión salarial en la empresa tenderá a seguir las pautas marcadas en el resto de la economía (influencia positiva de D^e), y crecerá con la tasa de paro, ya que los incrementos en el desempleo empeoran la posición negociadora del sindicato al reducir la renta esperada alternativa de los trabajadores. Finalmente, el hecho de que los trabajadores puedan lograr unas mayores ganancias externas en caso de desacuerdo durante la negociación, eleva la posición negociadora del sindicato y fuerza a la empresa a aceptar una mayor compresión salarial (efectos negativos de b y W^e).

3. Estimaciones de los determinantes del grado de dispersión salarial

3.1. Los datos

La expresión (33) es una ecuación en diferencias que liga los cambios en la dispersión salarial (medida como el coeficiente de variación de los salarios negociados por categorías) con los cambios en una serie de factores internos y externos a la empresa. Para estimar esta ecuación se ha utilizado una base de datos de ámbito regional, de elaboración propia, y que contiene información sobre un conjunto de empresas de una misma región (Asturias) que han negociado un convenio colectivo en el periodo 1990-94¹⁴. Es necesario precisar que el periodo de análisis recoge un ciclo de la economía asturiana, caracterizado por una fase de crecimiento durante la primera mitad del periodo y una fuerte crisis el resto de los años.

A partir del texto de los convenios colectivos de las empresas de la muestra se han podido obtener las diferentes tarifas salariales negociadas para cada una de las categorías profesionales que figuran en el Apéndice, calculando posteriormente el coeficiente de variación de los salarios entre

¹³ Véase, Nickell y Wadhvani (1990).

¹⁴ No todas las empresas de la muestra han negociado un convenio colectivo durante los cinco años que constituyen el periodo de análisis. Por el modo en que se instrumentan las variables endógenas, se ha formado la muestra con empresas que tienen convenio colectivo durante al menos tres años seguidos del periodo 1990-94. (En total, 67 empresas que constituyen un panel incompleto y que representan el 68% de todas las empresas asturianas con convenio colectivo durante al menos tres años de dicho periodo).

dichas categorías. La información sobre las ventas se ha obtenido de los Balances y Cuentas de Pérdidas y Ganancias de las empresas, y para aproximar el grado de presión sindical en la negociación se ha utilizado la proporción de trabajadores afiliados a los sindicatos en cada empresa (información obtenida directamente de las propias centrales sindicales). Además, en la ecuación a estimar se ha incluido un conjunto de variables de control (*dummies* de sector y tiempo, y grado de cualificación de la mano de obra), además de variables agregadas como la tasa de paro y el salario medio regionales, junto con el ratio de reemplazamiento y la dispersión salarial media¹⁵. En relación con esta última variable, no ha sido posible conocer el grado de dispersión salarial por categorías profesionales existente en el conjunto de la economía, ya que la amplia clasificación de categorías manejada en los convenios no se emplea en las estadísticas salariales agregadas. Por ello, de cara a la estimación de la ecuación (33) se supondrá que D^e es igual a la media del coeficiente de variación de los salarios correspondiente a las empresas de la muestra. Nótese también que la estructura de la ecuación (33) impone la restricción de que la suma de los coeficientes de las variables $dlogD_{-1}$, $(dlogP^e + dlogY - dlogN^e)$, y $dlogW$ debe ser igual a uno. Esta restricción será incorporada en las estimaciones de la sección siguiente.

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables incluidas en las estimaciones. Por su parte, las Tablas 2, 3 y 4 muestran los valores medios para toda la muestra y por sectores de las distintas variables utilizadas, expresadas en niveles, para el año 1990 y para el periodo completo 1990-94.

(SITUAR AQUÍ LAS TABLAS 1, 2, 3 Y 4)

3.2. Las estimaciones

En la Tabla 5 se muestran los resultados de las estimaciones de los determinantes del coeficiente de variación de los salarios, *COVARSA*L. Las estimaciones se han efectuado por medio de técnicas de panel¹⁶, definiendo las variables en diferencias logarítmicas (tasas de crecimiento) para eliminar los efectos fijos¹⁷. Los coeficientes y estadísticos *t* que aparecen en la Tabla 5 son los correspondientes a las estimaciones en segunda etapa de la ecuación. Además, esta tabla muestra los valores del test de Sargan de restricciones sobreidentificadas, S_{IV} , y del estadístico m_2 que

¹⁵ Todas las variables mencionadas aparecen definidas en el Apéndice de esta investigación.

¹⁶ Se ha empleado el paquete estadístico DPD (*Dynamic Panel Data*, Arellano y Bond, 1988).

¹⁷ En el caso de las variables tasa de paro, *TPARO*, y ratio de reemplazamiento, *REEMP*, se toman diferencias simples, como indica la ecuación (33).

permite detectar la ausencia de correlación serial de segundo orden¹⁸. Las estimaciones presentadas satisfacen ambos contrastes.

(SITUAR AQUÍ LA TABLA 5)

Para incorporar a las estimaciones la restricción de que la suma de los coeficientes de la tarifa salarial media, *SALARIO*, del valor de las ventas por trabajador, *VENTRAB*, y del coeficiente de variación de los salarios retrasado un periodo, *COVARSAL₋₁*, es igual a uno, se ha restado a las variables *COVARSAL*, *VENTRAB* y *SALARIO* la variable *COVARSAL₋₁*, estimando así las ecuaciones. La estimación de la columna (1) no incorpora el término constante para evitar la existencia de colinealidad perfecta entre este término y las variables agregadas *TPARO*, tasa de paro, *REEMP*, ratio de reemplazamiento, y *COSALEX*, que se define como la diferencia entre las tasas de crecimiento del coeficiente de variación de los salarios externos, *COVAEXT*, y del salario medio de la economía, *SALEXT*¹⁹. Estos factores se caracterizan por poseer variabilidad anual y por ser iguales año a año para todas las empresas. En la estimación de la columna (2), las variables agregadas se sustituyen por dos variables ficticias para los años 1993 y 1994 junto con una constante, con el objetivo de comprobar cómo son los efectos temporales sobre la dispersión salarial.

En las dos estimaciones se ha supuesto que la afiliación sindical, *AFISIND*, las ventas anuales por trabajador (o productividad), *VENTRAB*, la tarifa salarial media, *SALARIO*, y, evidentemente, el coeficiente de variación de las tarifas salariales retrasado un periodo, *COVARSAL₋₁*, son variables endógenas. Según el modelo expuesto en la Sección 2, todas ellas determinan el tamaño del “abanico” salarial actual. No obstante, el grado de dispersión de los salarios por categorías en la empresa puede incidir también en los niveles de afiliación, en la productividad de los trabajadores, y de acuerdo con la ecuación (24), en el nivel de salarios medios.

¹⁸ El estadístico de Sargan se distribuye como una χ^2 con $(p-k)$ grados de libertad, donde p es el número de instrumentos y k es el número de regresores. La hipótesis nula es que los instrumentos son válidos. En cuanto al estadístico m_2 , éste se distribuye como una normal estandarizada, siendo la hipótesis nula la ausencia de correlación serial de segundo orden (Arellano y Bond, 1988).

¹⁹ Nótese que la ecuación (33) impone la restricción de que las variables *COVAEXT* y *SALEXT* tengan el mismo coeficiente con distintos signos.

Por lo que se refiere a los salarios, de hecho, las ecuaciones (24) y (25) constituyen un sistema de determinación conjunta de la tarifa salarial media y de la dispersión salarial. Por ello, sólo es posible estimar por separado la ecuación (25) si se trata adecuadamente el problema de la endogeneidad de la tarifa salarial en dicha ecuación. En cuanto a la afiliación sindical y las ventas por trabajador, debe tenerse en cuenta que si los sindicatos tienen éxito en la política de compresión salarial, es posible que la afiliación sindical se vea estimulada, al menos para las categorías laborales más bajas, y que la productividad de una parte importante de los trabajadores más cualificados se resienta, lo que llevará a considerar ambas variables como endógenas²⁰. Para tratar este problema de endogeneidad, las variables mencionadas se han instrumentado por el Método Generalizado de Momentos (*GMM*)²¹.

Por lo que se refiere a los resultados de las estimaciones, destaca el hecho de que tan sólo los factores internos parecen tener una incidencia importante en la fijación del grado de dispersión salarial dentro de la empresa. Como puede verse en la columna (1) de la Tabla 5, ninguna de las variables agregadas es significativa. Por el contrario, las variables internas son significativas y tienen el signo esperado. Así, una mayor capacidad de presión sindical en la negociación, aproximada por la tasa de afiliación, permite una mayor compresión de la estructura salarial por categorías profesionales. Parece, pues, que en la negociación colectiva de empresa los sindicatos contribuyen de manera efectiva a cerrar el “abanico” salarial. También se observa que la dispersión salarial disminuye a medida que crece el valor de las ventas por trabajador (productividad) y cae la tarifa salarial media pactada en convenio. La variable que representa el índice de cualificación tampoco muestra una diferencia significativa en el grado de dispersión de los salarios.

En la estimación de la columna (2), las variables agregadas son sustituidas por dos variables ficticias temporales y una constante. En cuanto a las primeras, se observa cómo el grado de dispersión de los salarios crece significativamente en el año 1993. Dado que este fue el año central de la crisis económica de principios de los 90, es posible inferir que el “abanico” salarial parece

²⁰ En este sentido, Hirsch (1982) sugiere diferentes razones por las que el grado de dispersión salarial puede afectar a la afiliación, por lo que estima un modelo de ecuaciones simultáneas tratando de corregir la endogeneidad de esta variable. También Kahn y Curme (1987) instrumentan la afiliación tratando de precisar mejor sus efectos.

²¹ Véase, Arellano y Bond (1991). El conjunto de instrumentos contiene los retrasos de las variables *AFISIND*, (*VENTRAB-COVARSAL_{t-1}*) y (*SALARIO-COVARSAL_{t-1}*) en niveles desde el periodo *t-2* hacia atrás, más todas las variables exógenas y, en el caso de la ecuación (2), la constante, lo que da un total de 22 instrumentos en cada ecuación.

tener un comportamiento anticíclico o compensador del ciclo económico. Es decir, el “abanico” salarial se abre en los periodos de crisis, para permitir a las empresas una mayor flexibilidad en los mecanismos de remuneración que mejore su respuesta a la situación económica. El resto de coeficientes mantienen su valor y significatividad.

4. Conclusiones

En este artículo se han identificado los factores que determinan el grado de dispersión entre categorías profesionales de las tarifas salariales negociadas en convenio colectivo de empresa. Para ello se ha desarrollado un modelo de negociación sobre dos variables: la tarifa salarial media y el grado de dispersión de los salarios por categorías, aproximado por medio del coeficiente de variación de los salarios. El modelo indica que el grado de dispersión salarial negociado depende de elementos internos y externos a la empresa. Entre los primeros figuran el valor de las ventas por trabajador, la propia tarifa salarial media pactada en convenio, y la tasa de afiliación sindical. Entre los segundos, la tasa de paro, el ratio de reemplazamiento, el grado de dispersión salarial en el resto de la economía y el nivel salarial medio externo.

A continuación, el modelo se estima empleando un panel de empresas de una misma región (Asturias) que han negociado un convenio colectivo propio entre los años 1990 y 1994. Para estas empresas el texto de sus convenios proporciona información sobre las tarifas salariales anuales correspondientes a cada una de las categorías profesionales, a partir de las cuales se ha calculado su coeficiente de variación. Las variables se definen en tasas de crecimiento para eliminar los efectos fijos, instrumentando las variables que se suponen endógenas por medio del Método Generalizado de Momentos. Los resultados indican que los factores internos son más importantes que los externos en la determinación del grado de dispersión de las tarifas salariales negociadas en la empresa. Así, el “abanico” salarial se cierra significativamente ante aumentos en la tasa de afiliación sindical y en las ventas por trabajador, y también ante disminuciones en la tarifa salarial media negociada. Por otra parte, el “abanico” salarial negociado tiene un comportamiento anticíclico, pues se abre en los momentos de crisis económica. Parece que, pese a primar los factores internos, los negociadores presentan un comportamiento bastante sensato en la negociación, ya que permiten dotar a la misma de un elevado grado de flexibilidad para que las empresas puedan adaptarse a los cambios en el entorno económico.

Apéndice A

Definiciones de las variables

A continuación se definen las variables utilizadas en las estimaciones de la Tabla 5.

- *COVARSAL* es el coeficiente de variación entre categorías profesionales de las tarifas salariales anuales negociadas en convenio colectivo de empresa. Se ha calculado dividiendo la desviación típica de las tarifas salariales entre su media, para las siguientes categorías: Ingenieros y Licenciados; Ingenieros Técnicos, Peritos y Ayudantes titulados; Jefes administrativos y de taller; Ayudantes no titulados; Oficiales administrativos; Subalternos; Auxiliares administrativos; Oficiales de oficio de 1ª y 2ª ; Oficiales de oficio de 3ª y Especialistas; y Peones. La tarifa salarial correspondiente a una categoría profesional es la remuneración anual garantizada por trabajador en condiciones de rendimiento normal, e incluye el salario base, los pluses de convenio, asistencia, puntualidad y actividad normal, así como las pagas extraordinarias y de vacaciones. Por el contrario, no incorpora los pagos por horas extraordinarias, las primas de productividad superior a la normal, la antigüedad y otros complementos salariales relacionados con un rendimiento mayor que el considerado normal por la empresa. (Fuente: *Texto de los Convenios Colectivos de Empresa* negociados en Asturias entre los años 1990 y 1994 y *Fichas de Registro de Convenios Colectivos* del Ministerio de Trabajo).

- *AFISIND* es la proporción de trabajadores afiliados a los sindicatos Comisiones Obreras, Unión General de Trabajadores, Unión Sindical Obrera y Corriente Sindical de Izquierdas, en cada empresa. Estos sindicatos aglutinan la práctica totalidad de la afiliación en Asturias. (Fuente: *Oficinas de Información* de los citados sindicatos).

- *VENTRAB* son las ventas reales de la empresa por trabajador. Para deflactar las ventas y el resto de variables expresadas en términos reales se ha utilizado el Índice de Precios al Consumo de Asturias (Base 1992). (Fuente: *Balances y Cuentas de Pérdidas y Ganancias* de las empresas).

- *SALARIO* es la tarifa salarial anual media ponderada negociada en convenio colectivo, expresada en términos reales. Las tarifas salariales calculadas para cada categoría profesional se han ponderado por la importancia del empleo relativo de cada una de ellas. (Fuente: *Texto de los Convenios Colectivos de Empresa* negociados en Asturias entre los años 1990 y 1994 y *Fichas de Registro de Convenios Colectivos* del Ministerio de Trabajo).

- *CUALIFI* es la proporción de trabajadores no cualificados sobre la plantilla total de la empresa. Se consideran trabajadores no cualificados los peones y los subalternos. (Fuente: *Fichas de Registro de Convenios Colectivos* del Ministerio de Trabajo).

- *TPARO* es la tasa de paro regional de Asturias. (Fuente: *Encuesta de Población Activa* del Instituto Nacional de Estadística, INE).

- *COVAEXT* es la media del coeficiente de variación de las tarifas salariales por categorías profesionales, calculada para el conjunto de empresas de la muestra.

- *SALEXT* es el salario anual medio real de los trabajadores en Asturias. (Fuente: *Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios* del Instituto Nacional de Estadística, INE).

- *COSALEX* es la diferencia entre las variables *COVAEXT* y *SALEXT*.

- *REEMP* es el ratio de reemplazamiento, definido como el porcentaje que representa el valor de la prestación anual media por desempleo respecto al salario anual medio. Como en nuestra legislación no todos los desempleados cobran prestación por desempleo, este ratio de reposición se pondera por la proporción de parados (descontando los demandantes de primer empleo) que perciben dicha prestación. De no hacerlo así, se estaría sobrevalorando el ingreso que un trabajador que pierde su empleo puede recibir al acceder a la situación de parado. (Fuente: *Memoria de Actividades* de la Dirección Provincial de Asturias del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social).

- *VARIABLES FICTICIAS SECTORIALES*. En la ecuación se controla por la variable sector. Para ello se incluyen seis variables ficticias que distinguen siete sectores productivos: *Transporte (TRANSPOR)*; *Extracción de Minerales no Energéticos e Industria Química (EXTRACTI)*; *Transformados Metálicos (TRANSMET)*; *Otras Industrias Manufactureras (OTROSIND)*; *Comercio (COMERCIO)*; *Energía (ENERGÍA)*; y *Otros Servicios (OTROSERV)*.

Referencias bibliográficas

- Abellán, C., Felgueroso, F. y Lorences, J. (1997), "La negociación colectiva en España: Una reforma pendiente", *Papeles de Economía Española*, 72, 250-260.
- Andrés, J. y García, J. (1993), "Factores determinantes de los salarios: Evidencia para la industria española", en Dolado, J. J., Martín, C., y Rodríguez Romero, L. (eds.). *La industria y el comportamiento de las empresas españolas. (Ensayos en homenaje a Gonzalo Mato)*, Alianza Económica, Madrid, 171-196.
- Arellano, M. y Bond, S. (1988), *Dynamic panel data estimation using DPD-A guide for users*, Oxford, Oxford University.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-97.
- Booth, A. (1995), *The economics of trade union*, Cambridge University Press, Cambridge.
- De Juan, Rebeca (1995), "Relación entre coste y jornada laboral: dos modelos teóricos y una aplicación a las manufacturas españolas", *Documento de Trabajo 9513*, Fundación Empresa Pública.
- Dolado, J. J. y Bentolila, S. (1994), "Labour flexibility and wages: Lessons from Spain", *Economic Policy*, 28, 55-99.
- Farber, H. S. y Saks, D. H. (1980), "Why workers want unions: The role of relative wages and job characteristics", *Journal of Political Economy*, 88, 349-369.
- Freeman, R. B. (1976), "Individual mobility and union voice in the labor market", *American Economic Review*, 66, 361-68.
- Freeman, R. B. (1980), "Unionism and the dispersion of wages", *Industrial and Labor Relations Review*, 34, 3-23.

- Freeman, R. B. (1982), "Union wages practices and wage dispersion within establishments", *Industrial and Labor Relations Review*, 36, 3-21.
- Gosling, A., y Machin, S. (1995), "Trade unions and the dispersion of earnings in British establishments", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 167-184.
- Hibbs, D. A. y Locking, H. (1996), "Wage compression, wage drift and wage inflation in Sweden", *Labour Economics*, 3, 109-141.
- Hirsch, B. (1982), "The interindustry structure of unionism, earnings and earnings dispersion", *Industrial and Labor Relations Review*, 36, 22-39.
- Hyclak, T. (1979), "The effect of unions in earnings inequality in local labor markets", *Industrial and Labor Relations Review*, 33, 77-84.
- Kahn, L. M. y Curme, M. (1987), "Unions and nonunion wage dispersion", *The Review of Economics and Statistics*, 69, 600-607.
- Layard, P. R., Nickell, S. J. y Jackman, R. (1991), *Unemployment. Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford, Oxford University Press.
- Lemieux, T. (1998), "Estimating the effects of unions on wage inequality in a panel data model with comparative advantage and nonrandom selection", *Journal of Labor Economics*, 16, 261-291.
- Lorences, J., Fernández, V. y Rodríguez, C. (1995), "Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España", *Investigaciones Económicas*, 19, 309-324.
- Meng, R. (1990), "Union effects on wage dispersion in Canadian industry", *Economics Letters*, 32, 399-403.
- Nickell, S. J. y Kong, P. (1992), "An investigation into the power of insiders in wage determination", *European Economic Review*, 36, 1573-1599.

-Nickell, S. J. y Wadhvani, S. (1990), "Insider forces and wage determination", *The Economic Journal*, 100, 496-509.

-Nickell, S. J., Vainiomaki, J. y Wadhvani, S. (1994), "Wages and product market power", *Economica*, 61, 457-473.

-Rodríguez, C. (1998), "Salarios y negociación colectiva en Asturias", *Revista de Economía Aplicada*, 18, 27-60.

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos
(Tasas de crecimiento en tantos por uno)

	MEDIA	DESV. TÍPICA	MÍN.	MÁX.
<i>COVARSAL-COVARSAL_t</i>	-0,01602	0,95277	-8,03647	8,03647
<i>AFISIND</i>	0,07571	0,28557	-2,26000	1,33000
<i>VENTRAB-COVARSAL_t</i>	-0,00053	0,73517	-1,98784	7,97932
<i>SALARIO-COVARSAL_t</i>	0,00003	0,68336	-1,76994	7,98925
<i>CUALIFI</i>	-0,09194	0,89382	-4,16000	4,83000
<i>TPARO</i>	0,02226	0,00870	0,01310	0,03350
<i>COSALEX</i>	0,00740	0,02016	-0,01514	0,03463
<i>REEMP</i>	-0,00363	0,01785	-0,02630	0,01740

Notas:

- Período 1990-92.

¡Error! Marcador no definido. Tabla 2.
Medias de las variables para el conjunto de la muestra

	1990	1991	1992	1993	1994
<i>COVARSAL</i>	0,1692	0,1754	0,1762	0,1807	0,1843
<i>AFISIND</i>	0,3315	0,3554	0,3621	0,3753	0,3976
<i>VENTRAB</i>	14636028	15482100	15097137	17373239	21572584
<i>SALARIO</i>	1808889	1821867	1838299	1857130	1822631
<i>CUALIFI</i>	0,0999	0,0985	0,0974	0,0864	0,0927
<i>TPARO</i>	0,1733	0,1590	0,1721	0,2056	0,2250
<i>SALEXT</i>	2238954	2186441	2229047	2275073	2241154
<i>REEMP</i>	0,2922	0,3018	0,2971	0,3145	0,2881

Nota:

- *VENTRAB*, *SALARIO* y *SALEXT* están expresadas en pesetas constantes del año 1992, y el resto de variables en tantos por uno. Nótese también que el salario medio de la economía (*SALEXT*) resulta siempre superior a la tarifa salarial negociada (*SALARIO*), ya que esta última variable muestra la remuneración pactada en condiciones de rendimiento normal del trabajador, excluyendo los pagos por horas extraordinarias, antigüedad, y todos aquellos complementos salariales relacionados con una mayor productividad del individuo.

Tabla 3.
Medias de las variables por sectores
(Año 1990)

¡Error! Marcador no definido.	<i>TRANSPOR</i>	<i>EXTRACTI</i>	<i>TRANSMET</i>	<i>OTRASIND</i>	<i>COMERCIO</i>	<i>ENERGIA</i>	<i>OTROSERV</i>
<i>Número de empresas</i>	3	11	17	9	5	8	4
<i>% sobre el total</i>	5,26	19,29	29,82	15,78	8,77	14,03	7,01
<i>COVARSA</i>	0,0838	0,1360	0,1294	0,2374	0,1928	0,2060	0,2375
<i>AFISIND</i>	0,2856	0,2898	0,5038	0,1093	0,1637	0,5060	0,1085
<i>VENTRAB</i>	7898766	19398010	10726382	14891724	20114751	19749169	5559521
<i>SALARIO</i>	1992914	1934337	1665258	1769306	1537789	2145914	1690203
<i>CUALIFI</i>	0,0837	0,0698	0,0683	0,0804	0,0888	0,1226	0,3413

Notas:

- *VENTRAB*, *SALARIO* y *SALEXT* están expresadas en pesetas constantes del año 1992, y el resto de variables en tantos por uno.

Tabla 4.
Medias de las variables por sectores
(Periodo 1990-94)

¡Error! Marcador no definido.	<i>TRANSPOR</i>	<i>EXTRACTI</i>	<i>TRANSMET</i>	<i>OTRASIND</i>	<i>COMERCIO</i>	<i>ENERGIA</i>	<i>OTROSERV</i>
<i>número de empresas</i>	4	12	21	9	5	12	4
<i>% sobre el total</i>	5,97	17,91	31,34	13,43	7,46	17,91	5,97
<i>COVARSA</i>	0,0921	0,1399	0,1532	0,2371	0,2431	0,1909	0,2165
<i>AFISIND</i>	0,2897	0,3144	0,5058	0,1277	0,2092	0,5333	0,1792
<i>VENTRAB</i>	9488009	19818864	16443677	16255777	22417866	18264616	5711889
<i>SALARIO</i>	2090225	1935408	1664040	1851875	1617016	2038834	1733006
<i>CUALIFI</i>	0,1255	0,0626	0,0574	0,0982	0,0768	0,0966	0,3387

Notas:

- *VENTRAB*, *SALARIO* y *SALEXT* están expresadas en pesetas constantes del año 1992, y el resto de variables en tantos por uno.

Tabla 5.
Estimaciones de los determinantes del grado de dispersión de las tarifas salariales negociadas
(Variable dependiente: COVARSAL)

	(1)		(2)	
	Coefi.	(Test t)	Coefi.	(Test t)
<i>Constante</i>	-		-0,0088	(-0,1748)
<i>COVARSAL_I^(I)</i>	0,0853	-	0,0853	-
<i>AFISIND^(I)</i>	-0,3931	(-2,2167)**	-0,3931	(-2,2167)**
<i>VENTRAB^(I)</i>	-0,5475	(-2,1565)**	-0,5475	(-2,1565)**
<i>SALARIO^(I)</i>	1,4622	(5,3634)**	1,4622	(5,3634)**
<i>CUALIFI</i>	-0,0154	(-0,1940)	-0,0154	(-0,1940)
<i>TPARO</i>	2,0196	(1,1598)	-	
<i>COSALEX</i>	1,9918	(1,1859)	-	
<i>REEMP</i>	1,0792	(0,5156)	-	
<i>D1993</i>	-		0,1047	(1,7364)*
<i>D1994</i>	-		0,0885	(1,5460)
<i>m₂</i>	0,087		0,087	
<i>S_{IV}</i>	4,66 (15)		4,66 (15)	
<i>Observaciones</i>	170		170	

Notas:

-El sector de actividad se controla por medio de un conjunto de 6 variables ficticias: *EXTRACTI*, *TRANSMET*, *OTROSIND*, *COMERCIO*, *ENERGÍA* y *OTROSERV* (Véase su definición en el Apéndice).

-Periodo: 1992-94.

-Estadísticos *t* entre paréntesis correspondiente a la segunda etapa.

-(**) = significatividad al 5%; (*) = significatividad al 10%.

-El superíndice (I) situado sobre una variable indica que ha sido instrumentada.

-*m₂* es un test de correlación serial de segundo orden para la ecuación en diferencias.

-*S_{IV}* es el test de Sargan de restricciones sobreidentificadas (entre paréntesis figuran los grados de libertad).