

SALARIOS Y NEGOCIACIÓN COLECTIVA EN ASTURIAS*

CÉSAR RODRÍGUEZ

Universidad de Oviedo

En esta investigación se analizan los determinantes de las diferencias de salarios negociados en el ámbito de las empresas en Asturias. En primer lugar, se describe el modelo teórico que permite identificar esos factores. En segundo lugar, este modelo se estima utilizando un panel de datos que contiene información sobre las empresas asturianas que han negociado un convenio colectivo propio entre 1990 y 1994. Se ha elegido este tipo de empresas para conocer las tarifas salariales negociadas en convenio. Las estimaciones muestran que las consideraciones de pago relativo, la mezcla de cualificaciones y el carácter público de la empresa son los principales determinantes de las tarifas salariales medias negociadas en convenio colectivo. En la determinación de los costes laborales, que es un concepto más amplio de salario, los elementos internos (ventas por ocupado o productividad) adquieren una importancia mayor. La elasticidad estimada de los salarios ante cambios en las ventas por ocupado es superior a las obtenidas previamente en otros trabajos realizados en nuestro país, debido fundamentalmente a las características específicas de las muestras utilizadas en cada caso.

Palabras clave: negociación colectiva, determinación de salarios, sindicatos.

El proceso de determinación salarial en España ha sido profusamente analizado a lo largo de la última década en una serie de investigaciones que utilizan tanto datos agregados de corte temporal como datos desagregados de sector o de empresa. La importancia de nuestro sistema de negociación colectiva, que se manifiesta en la elevada proporción de trabajadores cuyos salarios se determinan a través de algún tipo de convenio, hace que la mayoría de esas investigaciones tomen como marco teórico el denominado modelo de negociación¹. Básicamente, las conclusiones de los trabajos que utilizan datos desagregados de sector

(*) Quiero manifestar mi agradecimiento a la Fundación Empresa Pública y a la Universidad de Oviedo por la financiación recibida para la realización de esta investigación. Agradezco a J. Segura el interés mostrado por este proyecto y a M. Arellano y J. Lorences su ayuda para que parte de la investigación pudiera realizarse durante una estancia en el *Institute of Economics and Statistics* de la Universidad de Oxford. El artículo se ha beneficiado de los comentarios realizados por D. Nicolitsas, J. Dolado y, muy especialmente, S. Nickell. En la elaboración de la base de datos colaboraron R. Fernández, E. González, P. Pérez y M. Rodríguez. También deseo agradecer las observaciones de los asistentes a las *XII Jornadas de Economía Industrial* y las *II Jornadas de Economía Laboral*, así como los provechosos comentarios de los dos evaluadores anónimos. Los errores que puedan subsistir son de mi exclusiva responsabilidad.

(1) Este modelo aparece descrito con detalle, por ejemplo, en Layard, Nickell y Jackman (1991).

o de empresa son acordes con las predicciones del modelo de negociación [véanse, por ejemplo, Andrés y García (1993); Draper (1993); Dolado y Bentolila (1994); Fernández y Montuenga (1997)]. En estas investigaciones se establece que los salarios están influidos principalmente por factores externos a las propias empresas o sectores, como la evolución general de los salarios (lo que muestra la importancia de los efectos de pago relativo) y el exceso de oferta en el mercado de trabajo, aproximado por la tasa de desempleo; siendo menor el efecto de los factores internos, básicamente la productividad por ocupado. Sin embargo, como señala Draper (1993), existen diferencias importantes entre los distintos sectores en cuanto a la importancia relativa de los factores internos en la determinación de los salarios. Es probable que esa falta de homogeneidad en el peso de los factores internos se dé también entre regiones. La extraordinaria importancia que tiene en España la negociación de ámbito provincial ha sugerido en ocasiones la hipótesis de una cierta segmentación territorial de nuestro mercado de trabajo². No obstante, no existen apenas estudios que aborden el problema de la determinación salarial en mercados regionales. En este sentido, la presente investigación tiene como objetivo la identificación de los principales determinantes de las diferencias de salarios negociados en el ámbito de las empresas, dentro del mercado laboral asturiano. El problema que surge es que no existe una base de datos que proporcione información sobre las *tarifas* salariales pactadas, así como sobre otras variables necesarias para estimar un modelo de estas características (ventas, afiliación sindical, etc.). Por este motivo, la realización de la presente investigación requirió la construcción de una base de datos original. En concreto, se elaboró un panel de cinco años con información sobre las empresas asturianas que poseen un convenio colectivo propio.

Hay razones que aconsejan limitar la muestra al conjunto de empresas con convenio colectivo propio cuando se quiere estimar un modelo de negociación. Así, Draper (1993) señala que ello es necesario para estimar consistentemente los parámetros del modelo, puesto que si las empresas de la muestra tuvieran sus salarios fijados en un convenio de sector, la negociación que habría generado la distribución salarial estaría fuera del ámbito de influencia de la propia empresa. Además, este tipo de muestra permite utilizar en las estimaciones el dato de la *tarifa* salarial frente al dato de la *ganancia* por trabajador. Draper (1993) y Jimeno (1992) señalan que lo que realmente trata de explicar el modelo de negociación es la tarifa salarial, por lo que lo más correcto es la utilización de esta última variable en lugar de las ganancias. No obstante, la tarifa salarial tiene el inconveniente de que no engloba todos los ingresos del trabajador. Por ello, en este artículo se estima el modelo de negociación alternativamente con las dos variables, valorando las diferencias que surgen entre los dos tipos de estimaciones.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 1 se describen los rasgos diferenciales de la economía asturiana durante la primera mitad de los años noventa, tanto en lo que se refiere al modelo de negociación colectiva, como a la evolución de su contexto económico frente al nacional. En la sección 2 se muestra el modelo de determinación salarial bajo negociación de Layard *et al.* (1991), que se describe con mayor amplitud en el Apéndice A del artículo. En la sección 3 se

(2) Véase, por ejemplo, Lorences, Fernández y Rodríguez (1995).

comentan, en primer lugar, las características de la base de datos. En segundo lugar, se presentan las estimaciones del modelo, utilizando alternativamente el coste laboral medio y la tarifa salarial media pactada en convenio colectivo como variables dependientes. En la sección 4 se resumen las principales conclusiones del trabajo y, finalmente, en el Apéndice B del artículo se ofrecen las definiciones exactas de todas las variables utilizadas en las estimaciones.

1. RASGOS DIFERENCIALES DE LA ECONOMÍA ASTURIANA EN LOS AÑOS NOVENTA

1.1. *El sistema de negociación colectiva*

Asturias comparte con el resto del país los rasgos más importantes del sistema de negociación colectiva, si bien, se puede destacar la existencia de algunas peculiaridades. Las características más importantes del sistema de negociación son, primero, su estructura en niveles, segundo, la eficacia general automática de los convenios y, tercero, la prevalencia del salario frente al empleo en la negociación.

El sistema español de negociación colectiva se estructura básicamente en tres niveles. El primer nivel de negociación es el de sector nacional. En él, las organizaciones patronales y los sindicatos más representativos en el ámbito de una industria determinada, fijan los salarios y las condiciones laborales mínimas que regirán en esa industria durante el período de vigencia del acuerdo. El segundo nivel de negociación es el de sector provincial. Dentro de cada provincia, los sindicatos y los empresarios del sector pueden establecer unos salarios y unas condiciones laborales que normalmente mejoran las establecidas en el acuerdo de sector nacional. Finalmente, existe también una negociación en el marco de la empresa. A este nivel, los trabajadores pueden mejorar sus salarios globales en relación con los establecidos en los ámbitos superiores, si los sindicatos que operan en el centro de trabajo y el empresario establecen un acuerdo de empresa³. En el supuesto de que no se haya firmado un convenio de empresa, el acuerdo de sector (nacional o provincial) es aplicable a la misma de manera automática.

El hecho de que los convenios se apliquen automáticamente a todas las empresas y trabajadores encuadrados en su ámbito, incluso aunque no pertenezcan a las asociaciones empresariales y sindicales firmantes del acuerdo, es quizá el rasgo más peculiar de nuestro sistema de negociación colectiva. Esta característica, conocida como la “eficacia general automática” de los convenios, contribuye también a que en España la mayoría de los trabajadores estén cubiertos por un acuerdo de sector provincial o nacional en lugar de estar sujetos a un convenio de empresa⁴. No obstante, la negociación en este último ámbito no es despreciable y

(3) No obstante, no es muy frecuente que en la actualidad esta estructura de convenios dé lugar a “negociaciones en cascada”. Como señalan Abellán *et al.* (1997), el principio de “no concurrencia entre convenios” trata de impedir que dos convenios colectivos “concurran en el mismo ámbito, a no ser que ellos mismos autorregulen sus competencias y contenidos de forma articulada” (pág. 251). De este modo, se pueden distinguir ramas de actividad donde predomina la negociación de empresa y ramas donde son mayoritarios los convenios de sector.

(4) Por ejemplo, en el año 1993, el 57,22% de todos los trabajadores afectados por algún tipo de convenio colectivo estaban sujetos a un convenio de sector provincial [véase, Comisión Consultiva Nacional de Convenios Colectivos (1995)].

en ella radica la principal diferencia entre el contexto institucional asturiano y el español. Como se aprecia en el cuadro 1, mientras que, por ejemplo, en el año 1994 casi un tercio de los trabajadores asturianos sujetos a convenio estaba afectado por un acuerdo de empresa, esta cifra se reducía al 12,3% para el conjunto nacional. Si el volumen de afectados por convenios de empresa se define en proporción al total de asalariados, la diferencia es de un 21,9% frente al 9,9%⁵. Por consiguiente, parece que la mayoría de las empresas no llevan a cabo una negociación efectiva y se limitan a aceptar los resultados de las negociaciones realizadas en instancias superiores (en la mesa negociadora del sector) sobre las que, con frecuencia, no disponen de ningún control. Sin embargo, en el caso de Asturias el volumen de negociaciones de empresa duplica el total nacional. Si, como se había apuntado en la sección anterior, la estimación correcta de un modelo de negociación requiere una muestra de empresas con convenio colectivo propio (esto es, de empresas que negocien), parece que en el caso de Asturias esa necesidad está aún más justificada, dada la mayor importancia de este tipo de convenios en el proceso de fijación de los salarios.

El tercer de los rasgos del sistema español de negociación colectiva, que comparte plenamente el caso asturiano, es la prevalencia del salario frente al empleo. Ello supone que las tarifas salariales constituyen una de las principales cláusulas pactadas en todo convenio, mientras que los aspectos relativos al empleo suelen dejarse al margen de la negociación y constituyen una atribución casi exclusiva del empresario. Así, este sistema puede ser descrito por medio de los llamados modelos de negociación de tipo *right-to-manage*, como el desarrollado por Layard *et al.* (1991), que será tomado como referencia teórica en la sección 2 de esta investigación.

1.2. La importancia del proceso de ajuste productivo

En el cuadro 1 aparecen otras cifras que permiten comparar la evolución diferencial de la economía asturiana frente al total nacional. A lo largo de la primera mitad de los años noventa, la economía asturiana continuó sufriendo un proceso de ajuste económico que se tradujo en una reducción muy importante de las tasas de actividad y de ocupación (4,4 y 5,8 puntos respectivamente, frente a 0,4 y 4,1 para el total nacional). Esa reducción en la actividad no fue del todo traumática, al haber ido acompañada de un amplio programa de prejubilaciones y jubilaciones anticipadas, lo que permitió que las tasas de paro de la economía asturiana fuesen, pese a todo, más reducidas que las correspondientes al total nacional (22,5% frente a 24,2% en 1994). El papel que desempeñan los sindicatos en la economía asturiana y la importancia de la empresa pública, contribuyeron a que el proceso de reconversión en los sectores tradicionales no se manifestara en despidos. A su vez, la relevancia de ambos factores ha podido ser la causa de una mayor estabilidad en el empleo de los trabajadores asturianos frente a los del resto del país (74,6% de efectivos laborales con contrato indefinido frente al 68,6%, en 1994),

(5) La proporción de trabajadores afectados por un convenio de cualquier tipo es sensiblemente mayor. Aunque las cifras varían dependiendo de las fuentes utilizadas, Abellán *et al.* (1997) señalan que en España entre el 80% y el 85% de los asalariados están afectados por algún convenio.

Cuadro 1: CARACTERÍSTICAS DEL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA Y ASTURIAS (1990-94)

	ESPAÑA				
	1990	1991	1992	1993	1994
<i>Porcentaje de trabajadores sujetos a convenio de empresa respecto del total sujeto a convenio</i>	14,8	14,7	15,2	13,5	12,3
<i>Porcentaje de trabajadores sujetos a convenio de empresa respecto del total de asalariados</i>	12,2	12,3	12,3	12,0	9,9
<i>Tasa de actividad</i>	49,4	49,1	48,9	49,0	49,0
<i>Tasa de ocupación</i>	41,3	41,1	39,9	37,9	37,2
<i>Tasa de paro</i>	16,3	16,3	18,4	22,7	24,2
<i>Porcentaje de efectivos laborales con contrato indefinido</i>	64,7	66,5	67,5	69,5	68,6
	ASTURIAS				
	1990	1991	1992	1993	1994
<i>Porcentaje de trabajadores sujetos a convenio de empresa respecto del total sujeto a convenio</i>	33,8	41,1	32,7	33,2	32,3
<i>Porcentaje de trabajadores sujetos a convenio de empresa respecto del total de asalariados</i>	15,1	22,6	21,6	22,3	21,9
<i>Tasa de actividad</i>	47,1	45,3	44,6	43,7	42,7
<i>Tasa de ocupación</i>	38,9	38,1	36,9	34,7	33,1
<i>Tasa de paro</i>	17,3	15,9	17,2	20,6	22,5
<i>Porcentaje de efectivos laborales con contrato indefinido</i>	73,1	74,0	73,6	75,1	74,6

Fuentes: Anuario de Estadísticas Laborales (Ministerio de Trabajo); Encuesta de Población Activa (INE); y Encuesta de Coyuntura Laboral (Ministerio de Trabajo).

lo que probablemente ha contribuido a mejorar el poder de los trabajadores internos (*insiders*) en relación con el resto. Este último rasgo tiene, sin duda, efectos claros sobre los resultados de la negociación salarial, en el sentido de potenciar el peso de los factores internos en el resultado final de la misma.

En definitiva, dadas las características específicas de la economía asturiana en los primeros años noventa: mayor importancia de la negociación en el ámbito de la empresa, existencia de un proceso de reconversión en los sectores productivos tradicionales, y mayor estabilidad laboral de los trabajadores, es muy probable que los resultados de las ecuaciones salariales estimadas en la sección 3 presenten algunos rasgos peculiares frente a los obtenidos en los estudios previos realizados para el caso español.

2. EL MODELO DE NEGOCIACIÓN SALARIAL

El modelo teórico que inspira la mayoría de los artículos citados en la sección anterior se describe en Layard *et al.* (1991). Estos autores establecen que el resultado de las negociaciones entre empresas y sindicatos coincide con la maximización de la siguiente expresión:

$$(V - \bar{V})^\beta (\pi^e - \bar{\pi}^e) \quad [1]$$

donde V es la función objetivo del sindicato, π^e es el beneficio real esperado por la empresa, \bar{V} y $\bar{\pi}^e$ son las rentas que puede obtener cada parte mientras dura el desacuerdo en la negociación, y β es el poder relativo del sindicato. La función objetivo del mismo es

$$V = S W + (1-S) A \quad [2]$$

donde S es la probabilidad de permanecer en la empresa después de la negociación (la probabilidad de “supervivencia”), W es el salario real negociado, y A es la renta real alternativa del trabajador. Esta renta, definida como los ingresos del trabajador si éste pierde su empleo tras la negociación, es una combinación lineal del salario promedio de la economía, en el caso de que el trabajador consiga un empleo alternativo, y de la prestación por desempleo, si no lo consigue. Es decir,

$$A = [1-\varphi(u)] W^e + \varphi(u) B = W^e [1-\varphi(u)(1-b)] \quad [3]$$

donde W^e es el salario real esperado en el resto de la economía, B es la prestación real por desempleo, $b=B/W^e$ es el ratio de reposición de la prestación, u es la tasa de desempleo y $\varphi(u)$ es la probabilidad de estar desempleado después de la negociación ($\varphi' > 0$).

Suponiendo que la función de producción de la empresa es de tipo Cobb-Douglas, que la función de demanda de producto a la que se enfrenta tiene pendiente negativa y elasticidad constante, y suponiendo también que

$$\bar{\pi}^e = 0 \quad [4]$$

y

$$\bar{V} = [1-\theta(u)] W^e + \theta(u) B \quad [5]$$

donde $[1-\theta(u)]$ es la probabilidad de encontrar un empleo temporal durante el período en que no hay acuerdo, y cumpliéndose finalmente que $\theta' > 0$ y $\theta = \varphi$, se obtiene la siguiente ecuación salarial [véase el Apéndice A]:

$$\log W = C_0 + \lambda [\log P^e + \log Y - \log N^e] + (1-\alpha) \Delta \log N^e + \quad [6]$$

$$+ (1-\lambda) \left[\log W^e - \frac{\varphi'(1-b)}{1-\varphi(1-b)} u + \frac{\varphi}{1-\varphi(1-b)} b \right] + \frac{\alpha\kappa(1-\alpha\kappa)}{\lambda_d(\beta\varepsilon_{SN} + \alpha\kappa)^2} \beta$$

donde $(\log P^e + \log Y - \log N^e)$ representa el logaritmo del valor real de las ventas esperadas por trabajador, siendo P^e el precio real esperado. A su vez, α es el coeficiente del empleo en la función de producción de Cobb-Douglas, N^e es el empleo esperado por la empresa, κ es un índice de competitividad en el mercado de productos, y ε_{SN} es la elasticidad de “supervivencia” con respecto al empleo. El coeficiente del logaritmo de las ventas por trabajador, λ , refleja el peso de los factores internos en la determinación de los salarios. En el Apéndice A se muestra que su valor está comprendido entre cero y uno. A su vez, λ_d es el denominador de la expresión formal del parámetro λ , que también aparece descrita en el Apéndice. Finalmente, la variable $\Delta \log N^e$, es un término de *histéresis* que recoge la influencia del incremento relativo en el empleo sobre los salarios. Si λ es positivo, entonces el salario negociado aumentará cuando el empleo crezca⁶.

En definitiva, la ecuación [6] muestra que los salarios negociados son una combinación lineal de factores internos y externos, a los que se añade un elemento de poder sindical. Los factores internos (ventas por ocupado o productividad, $\log P^e + \log Y - \log N^e$, y variación en el empleo, $\Delta \log N^e$) recogen la influencia de las características de la empresa en la fijación de los salarios. El parámetro λ mide el grado de respuesta de las variaciones en los salarios ante cambios en la productividad del trabajo dentro de la empresa. Cuanto más próximo esté λ a la unidad, más aislada estará la negociación en la empresa de las circunstancias externas del mercado. No obstante, en el proceso de fijación de salarios los negociadores también tienen en cuenta la situación general del mercado de trabajo, esto es, los factores externos a la empresa. Por ejemplo, los trabajadores contarán con peores condiciones para elevar los salarios negociados cuanto mayor sea la tasa de paro, u , que representa el exceso de oferta en el mercado de trabajo, por lo que el signo de esta variable en la ecuación [6] será negativo. También se introducen en la negociación consideraciones de pago relativo por medio del salario externo o promedio de la economía, $\log W^e$, cuya relación esperada con el salario negociado es positiva. Por último, se tiene en cuenta la importancia de los pagos del estado de bienestar a través del ratio de reposición, b , cuyo coeficiente tiene signo positivo.

(6) Como se indica en el Apéndice A, el término $\Delta \log N^e$ se obtiene introduciendo en el modelo la condición de mantenimiento del empleo para todos los trabajadores afectados por la negociación ($\log N_t = \log N_{t-1}$, donde N_t es el número de trabajadores *insiders* y N_{t-1} es el número de trabajadores heredados del período anterior). Esta condición acentúa el efecto de las perturbaciones negativas y provoca *histéresis* en el modelo [véase, Nickell y Wadhvani (1990), págs. 499-500].

A mayor importancia relativa de las prestaciones por desempleo, mayor capacidad de resistencia de los trabajadores en la negociación y, por tanto, mayor salario negociado. Adicionalmente, la ecuación incluye un término que recoge el efecto positivo del poder sindical sobre el salario.

3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

3.1. *Especificación empírica*

Para estimar la ecuación [6] es aconsejable introducir un conjunto de variables de control que permitan tener en cuenta algunos factores no incorporados explícitamente en el modelo teórico. En primer lugar, Nickell y Wadhvani (1990) sugieren la inclusión de un conjunto de variables de liquidez, L , para incorporar el efecto sobre los salarios negociados del riesgo de quiebra de la empresa. En segundo lugar, dada la especial evolución de la economía asturiana durante el período de análisis, se introduce también una variable ficticia que trata de medir el efecto esperado sobre los salarios de la pertenencia a un sector en reconversión, SR ⁷. En tercer lugar, el carácter público o privado de la empresa también puede ser un rasgo relevante en la determinación del salario. La empresa pública, caracterizada por los altos salarios y la elevada presencia sindical, ha desempeñado tradicionalmente un papel importante en la economía asturiana. Para comprobar si el carácter público de la empresa contribuye a la existencia de unos mayores salarios negociados, se introduce en la ecuación la variable EP . En cuarto lugar, se incorpora la variable ficticia CI para controlar si el convenio es anual o si, siendo plurianual, se encuentra en su primer año de vigencia. La razón es que buena parte de los convenios tienen un plazo de vigencia superior al año. En ellos se negocian las tarifas salariales en niveles para el primer año de aplicación del convenio y se establece el incremento porcentual sobre esa base para el resto de períodos. Por este motivo, es posible que los trabajadores estén en mejores condiciones de aumentar los salarios reales para ese primer año que para el resto de períodos. Normalmente, en este último caso las tarifas salariales suelen evolucionar de forma muy parecida a la tasa de inflación esperada (están indicadas con respecto al IPC), por lo que no suele haber importantes incrementos en el salario real. Por consiguiente, la variable CI permitirá comprobar si existe un efecto “primer año” en la negociación. En quinto lugar, y dado que la mezcla de cualificaciones ejerce una influencia muy fuerte sobre el nivel promedio de salarios negociados, se incluye un índice representativo de la estructura de cualificaciones, Q , para controlar la composición de la mano de obra de la empresa. En sexto lugar, el efecto de las características de la industria sobre los salarios (grado de concentración del mercado, tecnología, etc.) se introduce en la ecuación [6] por medio de un grupo de varia-

(7) En principio, este efecto debería ser negativo. Sin embargo, algunos autores han encontrado evidencias en sentido contrario [véase, por ejemplo, Lawrence y Lawrence (1985)]. El hecho curioso de que los salarios aumenten durante los procesos de reconversión puede deberse a lo que se ha dado en llamar “efecto fin de juego”. Una explicación teórica de las razones por la que puede darse este fenómeno ha sido desarrollada por Espinosa y Rhee (1989).

bles ficticias sectoriales, ΣDS . Asimismo, el efecto del ciclo de actividad se tiene en cuenta por medio de las variables ficticias temporales, ΣDT . Finalmente, Nickell y Wadhvani (1990) sugieren incluir en el modelo la variable dependiente retrasada multiplicada por un coeficiente de ponderación, para recoger los factores inerciales en la determinación de los salarios. Así, la ecuación salarial a estimar es

$$\begin{aligned} \log W_{it} = & c + (1-\mu)\log W_{it-1} + \mu[\lambda(\log P^e + \log Y - \log N^e)_{it} + \\ & + \lambda(1-\alpha)\Delta\log N_{it}^e + \\ & + (1-\lambda)(\log W_{it}^e - \frac{\varphi'(1-b)}{1-\varphi(1-b)}u_t + \frac{\varphi}{1-\varphi(1-b)}b_t) + \quad [7] \\ & + (\frac{\alpha\kappa(1-\alpha\kappa)}{\lambda_d(\beta_{\varepsilon_{SN}} + \alpha\kappa)^2})\beta_{it} + \Sigma\sigma_{ij}DS_{ij} + \Sigma\gamma_t DT_t + \\ & + \delta_1 L_{it} + \delta_2 Q_{it} + \delta_3 SR_i + \delta_4 EP_i + \delta_5 Cl_{it}] + f_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

donde $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; $j = 1, \dots, Z$.

En esta ecuación, el subíndice i representa la empresa, t es el período y j es el sector. Por otro lado, f_i denota un efecto fijo específico de la empresa (capacidad de gestión, tecnología, etc.) que no varía en el tiempo. Finalmente, ε_{it} es una variable aleatoria de media cero y varianza constante. En la ecuación [7] se observa que la suma de los coeficientes estimados de $\log W_{it-j}$, $(\log P^e + \log Y - \log N^e)_{it}$ y $\log W_{it}^e$ debe ser igual a uno, lo que constituye la restricción de homogeneidad que el modelo impone a las estimaciones.

3.2. Los datos y la definición de las variables

Para estimar la ecuación [7] se ha creado una base de datos que contiene información sobre las empresas asturianas que han negociado su propio convenio colectivo en el período 1990-94. Es necesario precisar que no todas las empresas de la muestra han negociado un convenio colectivo durante los cinco años que constituyen el período de análisis. Algunas empresas han sido creadas después de 1990 y otras han desaparecido antes de 1994. Asimismo, los requerimientos de información del modelo fuerzan a la muestra a estar compuesta por aquellas empresas que han firmado un convenio colectivo durante al menos tres años del período 1990-94. En definitiva, la muestra constituye un panel incompleto formado por 67 empresas, que representan el 68% de todas las empresas asturianas con convenio colectivo durante al menos tres años del período 1990-94.

Las variables utilizadas en la estimación de la ecuación [7], cuya definición exacta aparece en el Apéndice B, son las siguientes. En primer lugar, se crean dos variables dependientes alternativas, la *tarifa salarial anual media ponderada* negociada en convenio colectivo, *TARIFA*, y el *coste laboral anual por trabajador*, *COSTELAB*, ambas expresadas en términos reales. La primera variable se construye como una media ponderada de las tarifas salariales correspondientes a las diversas ocupaciones definidas en el convenio colectivo. Estas variables se expli-

can por un conjunto de factores internos y externos. Los factores internos son, el *valor real de las ventas por trabajador*, *VENTRAB*, y la *variación proporcional en el empleo*, *VAREMP*. Por otra parte, los factores externos, cuyos valores están referidos al caso de Asturias, son el *salario real anual externo esperado*, *SALEXT*, la *tasa de paro*, *TPARO*, y el *ratio de reposición*, *REPOSI*. El *poder sindical*, *POSIND*, se aproxima a través del porcentaje de trabajadores afiliados a un sindicato en cada empresa. Finalmente, se incluye el conjunto ya mencionado de variables de control, que son, en primer lugar, el *porcentaje de gastos financieros sobre los recursos ajenos con coste*, *GAFIN*, el *ratio de endeudamiento*, *RAEND*, y el *ratio de liquidez*, *RALIQ*. En segundo lugar, se introduce un *índice de cualificación*, *CUALIFIC*, definido como el porcentaje de trabajadores no cualificados sobre el total de la plantilla. También se incorpora una serie de variables ficticias que identifican la pertenencia de la empresa a un *sector en reconversión*, *RECONVER*, al *sector público*, *PÚBLICA*, y la existencia de un convenio en su *primer año de vigencia*, *PRIMERO*. Por último, se incluyen las *variables ficticias sectoriales*, *DS1-DS7* y *temporales*, *DT93* y *DT94*.

Los estadísticos descriptivos de las variables incorporadas en las estimaciones aparecen en los cuadros 2, 3, 4 y 5. La evolución de los valores medios de algunas variables a lo largo del período de análisis (cuadros 2 y 3) muestra los efectos negativos de la crisis de principios de los noventa sobre las empresas asturianas (obsérvese, por ejemplo, la disminución en el número de trabajadores empleados, el aumento en el ratio de endeudamiento de las empresas y el incremento en la tasa de paro regional). Además, a lo largo del período 1990-1994 alrededor del 40% de las empresas de la muestra pertenecían a sectores en reconversión (Siderurgia, Minería, Construcción Naval y Metal), y cerca del 15% eran empresas de titularidad pública⁸. Por sectores (cuadros 4 y 5), el dominante en la muestra es el de *Transformados Metálicos*, con el 31,3% de las empresas totales, seguido de las *Industrias Extractivas*, 17,9%, *Energía*, 17,9%, *Otras Industrias Manufactureras*, 13,4%, y ya a mayor distancia, *Comercio*, 7,4%, *Transporte*, 5,9%, y *Otros Servicios*, 5,9%.

3.3. Estimaciones de los determinantes de las diferencias en los costes laborales medios

En esta sección se presentan las estimaciones del modelo de negociación en las que se utiliza como variable dependiente el logaritmo del coste laboral medio anual, *COSTELAB*. Dado que esta variable es la empleada en los estudios realizados para el caso español citados en la sección 1, los resultados que aquí se exponen pueden ser directamente comparados con aquéllos.

Las estimaciones se han realizado utilizando el método de variables instrumentales por medio del paquete estadístico DPD [*Dynamic Panel Data*, Arellano y Bond (1988)]. La ecuación fue transformada en primeras diferencias para eliminar los efectos fijos. Además, para instrumentar las variables endógenas se utilizó

(8) Para todo el período, el empleo en el conjunto de las empresas públicas representaba el 69,12% del empleo total de la muestra.

Cuadro 2: MEDIAS Y TASAS DE CRECIMIENTO DE LAS VARIABLES
(valores en pesetas constantes de 1992)

	1990		1991		1992		1993		1994	
	Media	Media	Δ%	Media	Δ%	Media	Δ%	Media	Δ%	
<i>TARIFA</i>	1808888,8	1821866,6	0,7	1838299,4	0,9	1857130,4	1,0	1822630,6	-1,6	
<i>COSTELAB</i>	3450198,7	3594279,5	4,2	3700080,6	2,9	3851464,0	4,1	3705090,5	-3,8	
<i>VENTRAB</i>	14636028	15482100	5,8	15097137	-2,5	17373239	15,1	21572584	24,2	
<i>EMPLEO</i>	819,8	732,1	-10,7	666,0	-9,0	609,5	-8,48	614,7	0,8	
<i>GAFIN</i>	17,97	16,78	-6,6	12,38	-26,2	15,38	24,2	20,37	32,4	
<i>RAEND</i>	56,48	62,18	10,1	70,70	13,7	72,94	3,2	71,39	-2,1	
<i>RALIQ</i>	23,60	22,64	-4,1	23,46	3,6	24,43	4,1	14,60	-32,8	
<i>CUALIFIC</i>	9,99	9,85	-1,4	9,74	-1,1	8,64	-11,3	9,27	7,3	
<i>RECONVER</i>	38,59	40,62	5,2	43,28	6,5	39,68	-8,3	41,50	4,6	
<i>PÚBLICA</i>	15,78	14,06	-10,8	13,43	-4,5	14,28	6,3	16,98	18,9	
<i>PRIMERO</i>	61,40	62,50	1,8	49,25	-21,2	52,38	6,3	37,73	-28,0	
<i>SALEXT</i>	2238954	2186441	-2,3	2229047	1,9	2275073	2,1	2241154	-1,5	
<i>TPARO</i>	17,33	15,90	-8,2	17,21	8,2	20,56	19,5	22,50	9,4	
<i>REPOSI</i>	29,22	30,18	3,3	29,71	-1,5	31,45	5,8	28,81	-8,4	
<i>POSIND</i>	33,15	35,54	7,2	36,21	1,9	37,53	3,6	39,76	5,9	

Notas:

TARIFA = Tarifa salarial anual media ponderada.

COSTELAB = Coste laboral anual por trabajador.

VENTRAB = Valor de las ventas por trabajador.

EMPLEO = Número de trabajadores empleados.

GAFIN = Gastos financieros sobre recursos ajenos con coste (%).

RAEND = *Ratio* de endeudamiento (%).

RALIQ = *Ratio* de liquidez (%).

CUALIFIC = Índice de cualificación (% de trabajadores no cualificados).

RECONVER = Empresas pertenecientes a sectores en reconversión (%).

PÚBLICA = Empresas pertenecientes al sector público (%).

PRIMERO = Empresas con convenio anual o plurianual en su primer año de vigencia (%).

SALEXT = Salario anual medio de la economía asturiana.

TPARO = Tasa de paro regional (%).

REPOSI = *Ratio* de reposición (%).

POSIND = Porcentaje de afiliados a los sindicatos.

Cuadro 3: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS PARA EL PERÍODO 1990-94
(valores en pesetas constantes de 1992)

	Media	Desviación Est.	Máximo	Mínimo
<i>TARIFA</i>	1830496,1	423332,5	3426548,1	1144885,9
<i>COSTELAB</i>	3663199,5	1073695,6	7957544,8	923975,3
<i>VENTRAB</i>	16692359,1	21193024,4	263737637,3	371213,6
<i>EMPLEO</i>	688,1	2577,9	18250	5
<i>VAREMP</i>	1,34	47,73	537,52	-181,00
<i>GAFIN</i>	16,74	33,53	330,15	0
<i>RAEND</i>	66,82	54,37	580,09	0,91
<i>RALIQ</i>	21,96	45,93	295,91	-11,41
<i>CUALIFIC</i>	9,50	14,97	82,58	0
<i>RECONVER</i>	40,78	49,22	100	0
<i>PÚBLICA</i>	14,80	35,57	100	0
<i>PRIMERO</i>	52,96	49,99	100	0
<i>SALEXT</i>	2233584,1	29108,9	2275073,3	2186441,5
<i>TPARO</i>	18,57	2,39	22,5	15,89
<i>REPOSI</i>	29,92	0,90	31,45	28,81
<i>POSIND</i>	36,35	29,40	99,21	1

Notas:

TARIFA = Tarifa salarial anual media ponderada.

COSTELAB = Coste laboral anual por trabajador.

VENTRAB = Valor de las ventas por trabajador.

EMPLEO = Número de trabajadores empleados.

VAREMP = Incremento relativo en el empleo (%).

GAFIN = Gastos financieros sobre recursos ajenos con coste (%).

RAEND = *Ratio* de endeudamiento (%).

RALIQ = *Ratio* de liquidez (%).

CUALIFIC = Índice de cualificación (% de trabajadores no cualificados).

RECONVER = Empresas pertenecientes a sectores en reconversión (%).

PÚBLICA = Empresas pertenecientes al sector público (%).

PRIMERO = Empresas con convenio anual o plurianual en su primer año de vigencia (%).

SALEXT = Salario anual medio de la economía asturiana.

TPARO = Tasa de paro regional (%).

REPOSI = *Ratio* de reposición (%).

POSIND = Porcentaje de afiliados a los sindicatos.

Cuadro 4: MEDIAS DE LAS VARIABLES POR SECTORES. AÑO 1990
(valores en pesetas constantes de 1992)

	Transporte	Extractivas	Transfor. metálicos	Otras ind. manufactu.	Comercio	Energía	Otros servicios
<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>TARIFA</i>	1992914	1934337	1665258	1769306	1537789	2145914	1690203
<i>COSTELAB</i>	4087682	3589396	3312562	3125576	2730126	4393319	2918498
<i>VENTRAB</i>	7898766	19398010	10726382	14891724	20114751	19749169	5559521
<i>EMPLEO</i>	129,3	1615,6	246,3	147,7	44,3	2771,7	165,7
<i>VAREMP</i>	-1,34	5,22	-4,45	0,53	-2,73	-3,66	3,89
<i>GAFIN</i>	3,63	46,50	18,67	15,02	11,90	12,19	1,50
<i>RAEND</i>	38,97	42,55	67,05	56,53	57,23	67,66	39,55
<i>RALIQ</i>	41,19	14,91	8,42	22,01	51,42	29,00	56,13
<i>CUALIFIC</i>	8,37	6,98	6,83	8,04	8,88	12,26	34,13
<i>RECONVER</i>	0,00	9,09	94,11	0,00	0,00	62,50	0,00
<i>PÚBLICA</i>	33,33	9,09	11,76	0,00	0,00	37,50	50,00
<i>PRIMERO</i>	66,66	66,66	58,82	88,88	80,00	25,00	50,00
<i>POSIND</i>	28,56	28,98	50,38	10,93	16,37	50,60	10,85

Notas:

TARIFA = Tarifa salarial anual media ponderada.

COSTELAB = Coste laboral anual por trabajador.

VENTRAB = Valor de las ventas por trabajador.

EMPLEO = Número de trabajadores empleados.

VAREMP = Incremento relativo en el empleo (%).

GAFIN = Gastos financieros sobre recursos ajenos con coste (%).

RAEND = Ratio de endeudamiento (%).

RALIQ = Ratio de liquidez (%).

CUALIFIC = Índice de cualificación (% de trabajadores no cualificados).

RECONVER = Empresas pertenecientes a sectores en reconversión (%).

PÚBLICA = Empresas pertenecientes al sector público (%).

PRIMERO = Empresas con convenio anual o plurianual en su primer año de vigencia (%).

POSIND = Porcentaje de afiliados a los sindicatos.

Cuadro 5: MEDIAS DE LAS VARIABLES POR SECTORES. PERÍODO 1990-94
(valores en pesetas constantes de 1992)

	Transporte	Extractivas	Transfor. metálicos	Otras ind. manufactu.	Comercio	Energía	Otros servicios
<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>TARIFA</i>	2090295	1935408	1664040	1851875	1617016	2038834	1733006
<i>COSTELAB</i>	4450908	3859649	3365447	3469919	2976012	4399021	3105506
<i>VENTRAB</i>	9488009	19818864	16443677	16255777	22417866	18264616	5711889
<i>EMPLEO</i>	150,5	1455,7	225,5	145,3	41,6	1832,3	161,2
<i>VAREMP</i>	28,16	-2,54	-1,83	-4,19	-4,71	10,02	-0,81
<i>GAFIN</i>	21,19	17,97	18,82	13,94	17,29	11,58	18,75
<i>RAEND</i>	42,59	73,92	72,73	70,04	57,97	71,38	33,90
<i>RALIQ</i>	54,10	12,92	6,57	12,60	52,36	25,53	62,83
<i>CUALIFIC</i>	12,55	6,26	5,74	9,82	7,68	9,66	33,87
<i>RECONVER</i>	0,00	14,54	90,10	0,00	0,00	65,38	0,00
<i>PÚBLICA</i>	27,77	9,09	10,98	0,00	0,00	28,84	50,00
<i>PRIMERO</i>	66,66	43,63	48,35	84,09	66,66	38,46	40,00
<i>POSIND</i>	28,97	31,44	50,58	12,77	20,92	53,33	17,92

Notas:

TARIFA = Tarifa salarial anual media ponderada.

COSTELAB = Coste laboral anual por trabajador.

VENTRAB = Valor de las ventas por trabajador.

EMPLEO = Número de trabajadores empleados.

VAREMP = Incremento relativo en el empleo (%).

GAFIN = Gastos financieros sobre recursos ajenos con coste (%).

RAEND = Ratio de endeudamiento (%).

RALIQ = Ratio de liquidez (%).

CUALIFIC = Índice de cualificación (% de trabajadores no cualificados).

RECONVER = Empresas pertenecientes a sectores en reconversión (%).

PÚBLICA = Empresas pertenecientes al sector público (%).

PRIMERO = Empresas con convenio anual o plurianual en su primer año de vigencia (%).

POSIND = Porcentaje de afiliados a los sindicatos.

el *Método Generalizado de Momentos* [GMM, Arellano y Bond (1991)]⁹. En el cuadro 6 aparecen los coeficientes de las estimaciones en segunda etapa de la ecuación salarial, así como los estadísticos t correspondientes a las estimaciones de segunda y de primera etapa¹⁰.

La restricción de homogeneidad en los factores internos y externos, derivada del modelo teórico, fue impuesta en todas las ecuaciones después de contrastar su existencia¹¹. Para introducir esa restricción se han restado los valores de la variable representativa del coste laboral retrasado, $COSTELAB_{-j}$, de los correspondientes a la variable dependiente, $COSTELAB$, a las ventas por trabajador, $VENTRAB$, y al salario externo, $SALEXT$, efectuando así la regresión. Los coeficientes obtenidos para esas variables compuestas son los verdaderos coeficientes de las variables iniciales, cumpliéndose la condición de homogeneidad¹². Con el objeto de contrastar la calidad de las estimaciones, el cuadro 6 proporciona los valores del test de Sargan de restricciones sobreidentificadas, S_{IV}^{13} , así como el estadístico m_2 para detectar la ausencia de correlación serial de segundo orden¹⁴. Todas las estimaciones satisfacen dichos contrastes. Por otro lado, los cuadros proporcionan también el test de Wald para los conjuntos de variables ficticias temporales y sectoriales, que en todos los casos resultan significativas.

La diferencia entre las estimaciones de las columnas [1] y [2] del cuadro 6 se encuentra en el número de instrumentos utilizados en cada caso, lo que permite analizar la estabilidad de los resultados con respecto a variaciones en los mismos. En las dos ecuaciones se consideran endógenas las siguientes variables: salarios retrasados, afiliación sindical¹⁵ y variación relativa en el empleo. También se trató

(9) El análisis de panel empleado aquí se basa en las propiedades asintóticas de los estimadores cuando el número de empresas de la muestra es suficientemente grande, por lo que el reducido tamaño de la misma puede resultar, sin duda, un inconveniente. Pese a ello, como se verá más adelante, los resultados de las estimaciones son coherentes con los obtenidos en las investigaciones de referencia.

(10) Los test t de segunda etapa tienden a estar sobreestimados, por lo que algunos autores consideran más fiables los de primera etapa. De ahí que se presenten ambos estadísticos.

(11) El contraste de homogeneidad, realizado por medio de un test t , proporciona unos valores estimados de $t = 1,25$ en la estimación que utiliza como variable dependiente el coste salarial medio, y de $t = 0,26$ en la que utiliza la tarifa salarial; siendo la hipótesis nula que la suma de los coeficientes del salario retrasado, las ventas por trabajador y el salario externo es igual a uno. Por consiguiente, esta hipótesis no ha sido rechazada.

(12) El hecho de que al salario externo (que es igual para todas las empresas) se le reste el coste salarial retrasado, permite dotar a esa diferencia de la variabilidad necesaria para que no exista colinealidad perfecta con las *dummies* temporales.

(13) Este estadístico 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 [Stewart (1991), pág. 146].

(14) El estadístico m_2 se distribuye como una normal estandarizada, y la hipótesis nula es la ausencia de correlación serial de segundo orden [Arellano y Bond (1988)], lo que constituye un condición necesaria para que los errores no diferenciados sean "ruido blanco".

(15) La probabilidad de estar afiliado a un sindicato en España está fuertemente relacionada con los ingresos del trabajador, como se observa en Rodríguez Gutiérrez (1996), de ahí que se suponga que esta variable y los salarios se determinan conjuntamente.

Cuadro 6: ECUACIONES SALARIALES ESTIMADAS
(variable dependiente: coste laboral anual por trabajador)

	(1)	(2)
<i>COSTELAB₋₁</i>	-0,0198 ^I —	-0,0176 ^I —
<i>VENTRAB</i>	0,3192 (5,81)** (3,70)**	0,3376 (4,52)** (2,87)**
<i>VAREMP</i>	0,2378 ^I (3,52)** (1,22)	0,1552 ^I (0,97) (-0,02)
<i>GAFIN</i>	0,0010 (2,15)** (1,99)**	0,0014 (1,86)* (1,88)*
<i>RAEND</i>	0,0016 (3,42)** (2,03)**	0,0017 (2,39)** (1,92)**
<i>RALIQ</i>	0,0005 (1,07) (1,82)*	0,0005 (0,98) (1,76)*
<i>SALEXT</i>	0,7006 (7,92)** (4,88)**	0,6801 (4,62)** (4,46)**
<i>POSIND₋₁</i>	0,0108 ^I (2,05)** (1,59)	0,0110 ^I (1,32) (1,63)*
<i>RECONVER</i>	-0,1105 (-2,50)** (-1,89)*	-0,1296 (-2,50)** (-1,98)**
<i>DS2</i>	-0,0625 (-1,52) (-1,29)	-0,0776 (-1,57) (-1,52)
<i>DS3</i>	0,0993 (1,96)** (1,20)	0,0644 (1,02) (1,00)
<i>DS4</i>	-0,0470 (-1,32) (-1,05)	-0,0629 (-1,40) (-1,33)
<i>DS5</i>	-0,0278 (-0,76) (-0,69)	-0,0413 (-0,82) (-0,91)
<i>DS6</i>	0,0519 (1,48) (0,41)	0,0251 (0,41) (-0,02)
<i>DS7</i>	-0,0201 (-0,33) (-1,43)	-0,0459 (-0,68) (-1,48)
<i>DT93</i>	0,0415 (1,56) (0,12)	0,0326 (1,02) (-0,33)
<i>DT94</i>	-0,0875 (-2,59)** (-1,20)	-0,1014 (-2,36)** (-0,98)

Cuadro 6: ECUACIONES SALARIALES ESTIMADAS (continuación)
(variable dependiente: coste laboral anual por trabajador)

	(1)	(2)
<i>Constante</i>	0,0282 (0,74) (0,79)	0,0532 (1,19) (1,16)
m_2	-0,079	-0,231
S_{IV}	16,30 (15)	5,98 (5)
<i>Test de Wald (ficticias tiempo)</i>	12,77**	8,06**
<i>Test de Wald (ficticias sector)</i>	19,52**	12,03*
<i>Obs.</i>	170	170

Notas:

– Período: 1992-94.

– Estadísticos t corregidos por heterocedasticidad entre paréntesis. En primer lugar aparece el correspondiente a la segunda etapa y a continuación el de primera etapa.

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

– El superíndice (I) situado sobre un coeficiente indica que la variable ha sido instrumentada en esa estimación.

– m_2 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).

de instrumentar las ventas por ocupado, aunque los resultados de las estimaciones no mejoraron. Por ello, se ha preferido presentar las estimaciones donde esta variable se supone exógena para no elevar en exceso el número de instrumentos. En cualquier caso, en este tipo de estudios no es infrecuente considerar a las ventas por ocupado o productividad como una variable exógena [véase, por ejemplo, Fernández y Montuenga (1997)]. En la ecuación [1] las variables endógenas se instrumentan por el Método Generalizado de Momentos, tomando las observaciones desde el período $t-2$ hacia atrás. También se incluyen como instrumentos casi todas las variables exógenas y la constante, lo que da un total de 32 instrumentos. La ecuación [2] se diferencia de la anterior en que las variables afiliación sindical y variación relativa en el empleo se han instrumentado por sus valores en niveles en el período $t-2$, por lo que el número de instrumentos se reduce a 22.

Obsérvese que, salvo en el caso de la variación relativa en el empleo, el cambio en el número de instrumentos apenas altera el tamaño ni la significatividad de los coeficientes. También se debe señalar que en estas ecuaciones no aparecen tres variables que figuraban en la especificación empírica del modelo. Se trata de

la variable ficticia de pertenencia de la empresa al sector público, *PÚBLICA*, del índice de cualificación, *CUALIFIC*, y de la existencia de un convenio en su primer año de vigencia, *PRIMERO*. Ninguna de estas variables resultó significativa en las estimaciones. Además, se pudo comprobar que la variable *PÚBLICA* presentaba una alta colinealidad con la variable *POSIND*, quizá debido a que el efecto del poder sindical sobre los salarios depende en buena medida del tipo de empresa. Parece que es en la empresa pública donde los sindicatos cuentan con una mayor implantación y, por tanto, donde disponen de las mejores condiciones para elevar los salarios. Ello aconseja no introducir simultáneamente ambas variables en las estimaciones. Asimismo, se debe destacar el hecho de que la variable de afiliación sindical se retrasa siempre un período, lo que en todos los casos mejora su significatividad. Es posible que el poder sindical relevante para fijar los salarios del año corriente sea el correspondiente al año anterior, debido probablemente a que las negociaciones de los convenios tienen lugar a comienzos del período y a que una buena parte de los mismos tienen una duración superior al año. De este modo, el salario observado en un período cualquiera estaría parcialmente determinado por la capacidad negociadora de los sindicatos en el año anterior.

Utilizando los resultados del cuadro 6 se pueden calcular los valores estimados de λ (el peso de los factores internos) a partir de los coeficientes del logaritmo de las ventas por trabajador, variable que resulta significativa y con el signo esperado en las dos ecuaciones. Interpretando los resultados de la estimación [1] a partir de la estructura teórica de la ecuación [7], se tiene que el coeficiente del logaritmo del valor de las ventas por trabajador es $\mu\lambda = 0,319$. Por su parte, el coeficiente del logaritmo del salario externo es $\mu(1-\lambda) = 0,700$; de donde $\lambda = 0,313$. Asimismo, el coeficiente de la variación en el logaritmo del empleo es $\mu\lambda(1-\alpha) = 0,238$, de donde $\alpha = 0,25$. Este último coeficiente se interpreta como la elasticidad de la producción con respecto al empleo, parámetro que coincide con la participación de las rentas salariales en el valor de la producción. Una prueba de la calidad de las estimaciones realizadas sería que el valor estimado de α fuese bastante similar a la medida de la participación de los salarios en el valor de la producción de las empresas incluidas en la muestra. Se ha calculado este ratio para todo el período 1990-94, siendo su valor igual a 0,4, no muy alejado del obtenido para α a partir de la estimación de la ecuación [1]¹⁶. Por su parte, la ecuación [2] proporciona un valor de λ que no se aleja excesivamente del anterior ($\lambda = 0,33$).

Los valores de λ obtenidos aquí, entre 0,31 y 0,33, se pueden comparar con los calculados previamente en otras investigaciones y que se muestran en el cuadro 7. En el caso español, resultan superiores a los estimados por Dolado y Bentolila (1994), Andrés y García (1993) y Draper (1993), que son 0,11, 0,12 y 0,22,

(16) Además, este valor es acorde con los obtenidos para la economía española en otras investigaciones. Por ejemplo, García, Jaumandreu y Rodríguez (1999) han calculado unos valores de α comprendidos entre 0,21 y 0,39 a partir de las estimaciones de una función de producción de tipo Cobb-Douglas, utilizando una muestra de empresas procedentes de la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) para el período 1990-95.

**Cuadro 7: VALORES ESTIMADOS DEL PESO DE LOS FACTORES INTERNOS (λ)
PARA DIVERSOS PAÍSES**

	λ	Datos	Período	País
<i>Andrés y García (1991)</i>	0,10	85 sectores (Encuesta Industrial)	1978-1986	España
<i>Andrés y García (1993)</i>	0,12	89 sectores (Encuesta Industrial)	1978-1986	España
<i>Dolado y Bentolila (1994)</i>	0,11	1167 empresas (Central de Balances del Banco de España)	1983-1988	España
<i>Draper (1993)</i>	0,22	2183 empresas (Central de Balances del Banco de España)	1984-1989	España
<i>Fernández y Montuenga (1997)</i>	0,40	14 sectores (Encuesta Industrial)	1964-1989	España
<i>Brunello y Wadhvani (1989)</i>	0,33	157 empresas manufactureras	1977-1987	Japón
<i>Graafland y Lever (1996)</i>	0,14	18 sectores de la industria y los servicios	1967-1990	Holanda
<i>Holmlund y Zetterberg (1991)</i>	0,00	Sectores industriales	1965-1985	Finlandia
	0,04	Sectores industriales	1965-1985	Suecia
	0,03	Sectores industriales	1965-1985	Noruega
	0,10	Sectores industriales	1965-1985	Alemania
	0,30	Sectores industriales	1965-1985	Estados Unidos
<i>Nickell y Kong (1992)</i>	0,04-0,52	14 sectores industriales	1961-1985	Gran Bretaña
<i>Nickell, Vainiomaki y Wadhvani (1994)</i>	0,11-0,16	814 empresas manufactureras	1972-1986	Gran Bretaña
<i>Nickell y Wadhvani (1990)</i>	0,11	219 empresas manufactureras	1974-1982	Gran Bretaña

respectivamente. Por el contrario, son inferiores a los obtenidos por Fernández y Montuenga (1997), quienes calculan un valor de 0,40 utilizando datos de sector. Comparados con los correspondientes a otros países, resultan claramente superiores a los estimados para aquéllos con negociación colectiva centralizada [como, por ejemplo, Suecia con un valor igual a 0,04 según Holmlund y Zetterberg (1991)], y muy parecidos a los que se calculan para países con negociaciones descentralizadas [0,33 para Japón, según Brunello y Wadhvani (1989); y 0,30 en el caso de los Estados Unidos, para Holmlund y Zetterberg (1991)].

Las diferencias en el peso de los factores internos se explican básicamente por el grado de centralización de la negociación colectiva en cada país: cuanto más centralizado es el sistema de negociación colectiva, más pequeño es el peso de los factores internos en la determinación de los salarios y, por el contrario, más influencia tiene la situación externa del mercado de trabajo¹⁷.

Es posible que los valores relativamente altos del peso de los factores internos obtenidos aquí se deban a las peculiares características de la muestra utilizada. En el presente trabajo se emplea una muestra de empresas asturianas de la industria y los servicios que poseen un convenio colectivo propio; mientras que en el resto de trabajos citados para el caso español que utilizan muestras de empresas, no se conoce si éstas han negociado un convenio propio o bien se han adherido a un acuerdo de sector negociado en una instancia superior. Dado que en la muestra empleada en esta investigación todas las empresas se caracterizan porque en ellas hay negociaciones reales, la importancia de los factores internos en la fijación de sus salarios tiene que ser superior. Si las empresas tuvieran que aceptar unos salarios pactados en convenios de sector provinciales o nacionales, entonces sería razonable que el papel desempeñado por los factores internos durante la negociación fuese menos importante.

En cuanto al resto de variables incluidas en las estimaciones, destaca el signo positivo y la alta significatividad de los coeficientes del porcentaje de gastos financieros sobre el total de los recursos ajenos con coste, *GAFIN*, y del ratio de endeudamiento, *RAEND*. Parece extraño que sean las empresas que tienen más problemas financieros las que pagan los mayores salarios, pues se esperaría que sucediera lo contrario. Una posible explicación de este fenómeno, que como se verá más adelante no resulta del todo satisfactoria, podría ser la siguiente. El coste laboral medio, que es la variable a explicar, incluye conjuntamente las partidas "sueldos y salarios" y "otros costes laborales". Algunos de estos costes son indemnizaciones por despido y desembolsos por jubilaciones anticipadas. Dado que, como ya se ha indicado, muchas empresas de la muestra han sufrido un notable proceso de reconversión durante el período 1990-94, sería lógico que estas empresas hubieran experimentado simultáneamente una elevación en la partida "otros costes laborales" y un empeoramiento de sus ratios financieros. Este hecho podría explicar la relación positiva entre estas últimas variables y el coste laboral medio. Sin embargo, esta hipótesis no resulta del todo plausible, ya que el signo de la variable ficticia que muestra la pertenencia de la empresa a un sector en re-

(17) Véase, Layard *et al.*, 1991, pág. 188.

conversión, *RECONVER*, es negativo. Es decir, formar parte de un sector en reconversión tiene claros efectos depresivos sobre el coste laboral medio¹⁸.

En cuanto a los factores externos, cabe destacar la influencia del salario medio regional, *SALEXT*, en la fijación de los salarios de las empresas. En concreto, el peso de los factores externos o, de otro modo, el grado de respuesta de los salarios de la empresa ante variaciones en el salario medio regional, $(1-\lambda)$, es 0,69. Este valor es suficientemente alto como para poder afirmar sin excesivos riesgos que los salarios en Asturias responden bastante bien a consideraciones de pago relativo, de modo que la evolución de los salarios en la empresa se ajusta de manera fiel a la evolución general de los salarios¹⁹. El resto de los factores externos (tasa de paro y ratio de reposición) no han sido incluidos en las ecuaciones [1] y [2] junto con las variables temporales, ya que al carecer ambos factores de variabilidad entre empresas se estaría introduciendo multicolinealidad perfecta en las estimaciones. Por ello, para analizar el papel de las variables *TPARO* y *REPO-SI* es necesario excluir las *dummies* temporales de dichas ecuaciones. No obstante, se ha preferido no incorporar estos resultados al texto ya que, por un lado, las variables agregadas captan en realidad el mismo efecto que las *dummies* temporales, y, por otro lado, los coeficientes del resto de variables no se modifican. En cualquier caso, las pruebas realizadas mostraron que el coeficiente del ratio de reposición resultaba significativo y positivo, mientras que la tasa de paro no ejercía un efecto significativo sobre los salarios.

Finalmente, se debe destacar la relevancia de la variable de poder sindical, que muestra un efecto claro de los sindicatos en la determinación de los salarios²⁰. La elasticidad estimada del coste salarial medio con respecto al porcentaje de trabajadores afiliados a los sindicatos, calculada a partir del coeficiente de *POSIND* en la ecuación [1], es igual a 0,39. Este dato resulta interesante dado que no existen estimaciones previas de dicha elasticidad en nuestro país.

3.4. Estimaciones de los determinantes de las diferencias en las tarifas salariales medias

El coste laboral medio, utilizado en las estimaciones anteriores, es un concepto salarial más amplio que la tarifa negociada en los convenios colectivos. El coste laboral medio está afectado por muchos factores que no son fijados en los convenios ni están controlados en la ecuación salarial (por ejemplo, el número de horas extraordinarias realizadas y el nivel de esfuerzo de los trabajadores). Así, es posible que dos empresas que hayan negociado la misma tarifa salarial anual para unos niveles idénticos de esfuerzo e intensidad del trabajo tengan, sin embargo,

(18) No parece identificarse, por tanto, el efecto “fin de juego” al que se hacía referencia en la nota 7.

(19) Este resultado coincide, por ejemplo, con los obtenidos por Andrés y García (1993) y Draper (1993) para el caso español.

(20) Algunos autores, como, por ejemplo, Dolado y Bentolila (1994) utilizan el porcentaje de trabajadores temporales como una medida indirecta del poder sindical. Habría sido interesante probar esta variable en la presente investigación y comparar sus resultados con los obtenidos para el porcentaje de afiliados, pero ello no ha sido posible dado que la base de datos empleada aquí no contiene dicha información.

unos costes laborales anuales por trabajador muy diferentes. Bastaría para ello con que el esfuerzo de los individuos (compensado con primas salariales) o el número de horas efectivamente trabajadas, fuese mayor en una empresa que en la otra. De este modo, la primera tendría unos costes laborales por trabajador mayores. Por ello, dado que la tarifa salarial es la variable que posee las características más homogéneas a efectos de comparación entre empresas y, puesto que ésta es la variable fijada realmente en la negociación, lo más apropiado sería estimar la ecuación salarial utilizando como variable dependiente la tarifa salarial en lugar del coste laboral medio.

Pese a ello, la tarifa salarial anual negociada en los convenios colectivos ha sido utilizada en contadas ocasiones. Jimeno (1992) es el primero que emplea, en el ámbito de los convenios de empresa, datos de incrementos en la tarifa salarial extraídos de las *Fichas de Registro* de los convenios colectivos que elabora el Ministerio de Trabajo. También utilizan datos de tarifas negociadas, obtenidas directamente de la lectura de los convenios de sector, Lorences, Fernández y Rodríguez (1995). Sin embargo, en ninguno de los dos trabajos se combina la información sobre tarifas con otros datos procedentes de la contabilidad de las empresas, como las ventas, los ratios financieros, etc., necesarios para la estimación del modelo teórico de referencia. Este rasgo constituye, por tanto, un aspecto novedoso de la presente investigación.

En el cuadro 8 se muestran las estimaciones que utilizan como variable dependiente la tarifa salarial media, *TARIFA*. Algunas estimaciones previas no recogidas en dicho cuadro que replicaban exactamente las ecuaciones del cuadro 6 no proporcionaron buenos resultados. Sin embargo, retrasando un período los factores internos (la variable financiera *GAFIN*²¹, las ventas por trabajador, *VENTRAB*, y el cambio relativo en el empleo, *VAREMP*); añadiendo la variable ficticia *PRIMERO* para recoger el hecho de que el convenio colectivo se encuentre en su primer año de vigencia; incorporando el índice de cualificación, *CUALIFIC*; y sustituyendo la variable de poder sindical por la *dummy* de pertenencia al sector público, *PÚBLICA*; los resultados de las estimaciones mejoraron sensiblemente²². Existen varias razones que pueden explicar este fenómeno. La primera es que el hecho de retrasar las citadas variables puede ayudar a reducir la endogeneidad. Una segunda explicación se relaciona con las expectativas de los negociadores. La mayoría de las negociaciones tienen lugar durante los primeros meses del año, y en ellas se fijan los salarios que regirán durante todo ese año y, en muchos casos, los incrementos porcentuales para el año o años siguientes²³. En un

(21) El resto de variables financieras, *RAEND* y *RALIQ*, no resultaron significativas.

(22) En las estimaciones del cuadro 8 se consideran endógenas las variables logaritmo de las ventas reales por trabajador, incremento relativo en el empleo y salario retrasado. En la estimación [3] estas variables se instrumentan por el Método Generalizado de Momentos, tomando las observaciones desde $t-2$ hacia atrás. Para reducir el número de instrumentos, en la estimación [4] el logaritmo de las ventas por trabajador y el salario retrasado se instrumentan por sus valores en niveles en el período $t-2$. Esto hace que se utilicen 32 instrumentos en la estimación [3] y 22 en la [4].

(23) En concreto, el 47% de las observaciones de la muestra corresponden a empresas afectadas por un convenio plurianual que se encuentra más allá de su primer año de vigencia (cuadro 3).

Cuadro 8: ECUACIONES SALARIALES ESTIMADAS
(variable dependiente: tarifa salarial media)

	(3)	(4)
<i>TARIFA₋₁</i>	-0,1519 ^I —	0,0718 ^I —
<i>VENTRAB₋₁</i>	0,0237 ^I (1,99)** (1,05)	0,0428 ^I (2,67)** (1,18)
<i>VAREMP₋₁</i>	0,0030 ^I (0,97) (0,77)	0,0046 ^I (1,41) (0,72)
<i>GAFIN₋₁</i>	-0,0001 (-1,40) (-2,01)**	-0,0001 (-1,09) (-1,78)*
<i>CUALIFIC</i>	-0,0013 (-2,75)** (-2,16)**	-0,0012 (-2,21)** (-2,16)**
<i>PÚBLICA</i>	0,0099 (2,28)** (1,59)	0,0123 (2,59)** (2,06)**
<i>SALEXT</i>	1,1282 (7,66)** (3,75)**	0,8853 (3,26)** (2,21)**
<i>PRIMERO</i>	0,0109 (2,93)** (2,30)**	0,0098 (1,89)** (2,47)**
<i>RECONVER</i>	-0,0224 (-3,63)** (-2,32)**	-0,0166 (-2,57)** (-2,15)**
<i>DS2</i>	0,0220 (2,29)** (1,42)	0,0189 (1,99)** (1,68)*
<i>DS3</i>	0,0378 (4,36)** (2,60)**	0,0236 (2,59)** (2,45)**
<i>DS4</i>	0,0163 (1,91)** (1,26)	0,0107 (1,36) (1,03)
<i>DS5</i>	0,0212 (1,38) (1,63)*	0,0256 (1,65)* (1,63)*
<i>DS6</i>	0,0388 (4,95)** (3,66)**	0,0348 (4,03)** (3,01)**
<i>DS7</i>	0,0153 (1,77)* (1,31)	0,0131 (1,56) (1,38)
<i>DT93</i>	-0,0051 (-1,04) (-0,72)	-0,0026 (-0,44) (-0,77)
<i>DT94</i>	0,0040 (0,55) (0,94)	-0,0008 (-0,08) (0,21)

Cuadro 8: ECUACIONES SALARIALES ESTIMADAS (continuación)
(variable dependiente: tarifa salarial media)

	(3)	(4)
<i>Constante</i>	-0,0311 (-4,24)** (-3,89)**	-0,0291 (-3,90)** (-4,03)**
m_2	0,661	0,162
S_{IV}	20,33 (15)	11,01 (5)
<i>Test de Wald (ficticias tiempo)</i>	21,91**	17,55**
<i>Test de Wald (ficticias sector)</i>	29,79**	17,42**
<i>Obs.</i>	170	170

Notas:

– Período: 1992-94.

– Estadísticos t corregidos por heterocedasticidad entre paréntesis. En primer lugar aparece el correspondiente a la segunda etapa y a continuación el de primera etapa.

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

– El superíndice (I) situado sobre un coeficiente indica que la variable ha sido instrumentada en esa estimación.

– m_2 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).

período de crisis, con una gran incertidumbre sobre las tendencias futuras de las ventas y de los ratios financieros de las empresas, es posible que los negociadores hagan uso de la hipótesis de las expectativas adaptativas. De este modo, los agentes establecerán predicciones para un período cualquiera basándose en los valores conocidos de las variables en el período anterior. Sin embargo, este comportamiento no satisface la hipótesis de las expectativas racionales y, por tanto, el argumento descrito no es del todo sólido, ya que como es conocido, la hipótesis de las expectativas adaptativas puede generar errores sistemáticos de predicción.

Comparando los resultados de las ecuaciones [1-2] y [3-4], se pueden establecer las siguientes conclusiones.

En primer lugar, los coeficientes del logaritmo de las ventas por ocupado (que aproximan el peso de los factores internos en la determinación de los salarios) son sensiblemente menores en las ecuaciones [3-4] que en las ecuaciones [1-2]. En concreto, el valor de λ oscila entre 0,02 y 0,04. Es decir, la respuesta de las tarifas salariales ante los cambios en las ventas es mucho menor que la de los costes laborales medios. Ello puede deberse al hecho de que las tarifas muestran solamente el componente fijo de los costes laborales (esto es, las ganancias mínimas garantizadas para todo el año que un trabajador obtiene por realizar su tarea dado un nivel estándar de esfuerzo y para un número de horas de trabajo prefijado);

mientras que el coste laboral medio representa el conjunto de ganancias del trabajador (incluyendo la remuneración por horas extras, los pagos a la Seguridad Social, los complementos ligados a la productividad y a la antigüedad, etc.). Por este motivo, la elasticidad de la tarifa salarial ante cambios en las ventas ha de ser necesariamente mucho menor que la elasticidad de los costes laborales medios con respecto a esa misma variable. Por ejemplo, si se produjera un incremento temporal en las ventas por trabajador y simultáneamente un aumento en el número de horas extraordinarias realizadas para poder asumir esa mayor carga de trabajo, entonces los costes laborales anuales por ocupado aumentarían en una proporción significativa del aumento de las ventas. Ello se traduciría en un elevado grado de respuesta de los costes laborales con respecto a las ventas por trabajador, es decir, en un valor de λ relativamente alto. Sin embargo, la tarifa salarial no tendría por qué variar, ya que la remuneración por las horas extraordinarias no entra en su cómputo. Por ello, no resulta extraño que en este caso el valor de λ se aproxime a cero. De hecho, Nickell, Vainiomaki y Wadhvani (1994) también observan una caída importante en el valor de este coeficiente cuando utilizan como variable dependiente los salarios negociados en lugar del coste laboral medio.

Otra diferencia entre las ecuaciones [1-2] y [3-4] estriba en el papel que desempeña la variable gastos financieros sobre recursos ajenos con coste, *GAFIN_t*. Esta variable tiene signo negativo, por lo que, como era de esperar, las tarifas salariales negociadas son mayores cuanto mejor era la situación financiera de la empresa en el período anterior.

El índice de cualificación, *CUALIFIC*, es muy significativo en todos los casos, mostrando que de acuerdo con la hipótesis del capital humano, las tarifas salariales medias negociadas en la empresa son menores cuanto mayor sea el porcentaje de trabajadores no cualificados.

En cuanto a la variable de poder sindical, *POSIND*, ésta no era significativa cuando se incorporaba en la ecuación junto con la variable de pertenencia al sector público. Por ello, se ha optado por excluirla de las estimaciones, lo que mejora la significatividad de la variable *PÚBLICA*. Se observa, pues, que el carácter público de la empresa favorece la existencia de tarifas salariales negociadas superiores, quizá porque es en este tipo de empresas donde los sindicatos pueden desarrollar más fácilmente su labor.

Por lo que se refiere a los factores externos, el salario medio regional o agregado, *SALEXT*, ejerce una gran influencia en la fijación de las tarifas salariales, más importante incluso que en la determinación de los costes laborales, pues el peso de los factores externos es aproximadamente la unidad ($1-\lambda = 0,98$ en la ecuación [3]).

Por último cabe destacar la importancia de las variables *RECONVER*, pertenencia a un sector en reconversión, y *PRIMERO*, empresa con convenio anual o en el primer año de vigencia de un convenio plurianual. Parece que los negociadores son muy sensibles a las especiales dificultades económicas del sector, dado el signo negativo de *RECONVER*. Además, el signo positivo de *PRIMERO* permite afirmar que en el año en que tiene lugar la negociación, para el que se fijan los nuevos niveles salariales, los sindicatos tienen más éxito en su objetivo de elevar las tarifas que en los años posteriores de aplicación del convenio, para los que se

establecen tan sólo los incrementos porcentuales respecto a los niveles anteriormente fijados. Es posible que el uso sistemático de una estrategia de indiciación salarial respecto al IPC para esos años contribuya a diluir notablemente el impacto de la presión sindical.

En definitiva, se ha podido comprobar que los factores que condicionan en mayor medida las tarifas salariales medias son la mezcla de cualificaciones, el salario externo, la situación económica del sector (reconversión), el momento de aplicación del convenio (primer año o resto de períodos de vigencia) y el carácter público de la empresa. Parece que los factores internos, como las ventas por ocupado, desempeñan un papel mucho menos importante que en la determinación de los costes laborales medios.

4. CONCLUSIONES

En esta investigación se han analizado los determinantes de las diferencias en los salarios negociados en el ámbito de las empresas en Asturias. Para identificar estos factores se ha descrito, en primer lugar, el modelo de Layard *et al.* (1991). De acuerdo con este modelo, los salarios negociados dependen positivamente de las ventas esperadas por trabajador, del cambio relativo en el empleo, de los salarios externos, del ratio de reposición y del poder sindical, y varían negativamente con la tasa de paro.

Posteriormente, este modelo se ha estimado utilizando un panel de cinco años que contiene información sobre las empresas asturianas que han negociado su propio convenio colectivo. La especificación empírica del modelo incluye, junto con las variables mencionadas anteriormente, otras variables tales como los ratios financieros de las empresas, un índice de cualificación, un conjunto de variables de control sectoriales y temporales, y otra serie de variables ficticias que identifican el carácter público de las empresas, la existencia de procesos de reconversión, y si el convenio aplicable está en su primer año de vigencia.

Se han utilizado dos variables dependientes alternativas en las estimaciones: el coste laboral anual por trabajador y la tarifa salarial anual media pactada en convenio colectivo. Cuando se utiliza el coste laboral medio como variable dependiente, las estimaciones muestran que los principales determinantes de los salarios son algunas características internas de las empresas, como las ventas por trabajador, junto con otros factores que representan los rasgos externos del mercado de trabajo, como el salario medio regional y la pertenencia a un sector en reconversión. El indicador del grado de fuerza o presión de los sindicatos también se muestra muy relevante. Si se utiliza alternativamente la tarifa salarial como variable a explicar, mejora la significatividad del ratio de gastos financieros sobre los recursos ajenos con coste, del índice de cualificación y de la variable de pertenencia al sector público, y aumenta la importancia del salario externo (se refuerzan las consideraciones de pago relativo en la determinación de los salarios negociados). Sin embargo, la influencia de los factores internos, como las ventas por ocupado, se reduce sensiblemente. Por último, se detecta un efecto "primer año" en la negociación de las tarifas, consistente en la existencia de mayores aumentos

salariales cuando los convenios son anuales o cuando, siendo plurianuales, están en su primer año de vigencia.

Finalmente, el peso estimado de los factores internos, es decir, la intensidad de la respuesta de los costes laborales ante cambios en la productividad, es igual a 0,31. Este valor es mayor que los obtenidos por Dolado y Bentolila (1994) y Draper (1993), en cuyos trabajos se utilizan también datos de empresas (0,11 y 0,22, respectivamente). A la hora de valorar estas diferencias, deben tenerse en cuenta las características específicas de la muestra utilizada en esta investigación. Así, mientras que en los trabajos citados anteriormente las muestras están formadas por un conjunto de empresas españolas que pueden contar o no con un convenio colectivo propio, la presente investigación utiliza una muestra de empresas asturianas que sí han negociado un convenio colectivo. En este último caso, dado que todas las empresas llevan a cabo negociaciones reales, los factores internos deben ser más relevantes que en el anterior y, por tanto, el peso de los factores internos, λ , deberá ser mayor.

APÉNDICE A

Este Apéndice muestra el procedimiento de obtención de la ecuación [6] del texto principal. Bajo los supuestos descritos por las ecuaciones [4] y [5] de la sección 2, se define el maximando de Nash del problema de negociación como

$$\Omega = [(W-A)S]^{\beta}\pi^e \quad [\text{A.1}]$$

Tomando logaritmos y maximizando, se obtiene

$$\frac{W-A}{W} = \frac{1}{\varepsilon_{SW} + (\beta\gamma)^{-1}} \quad [\text{A.2}]$$

donde

$$\varepsilon_{SW} = -\frac{W}{S} \frac{\partial S}{\partial W} > 0 \quad [\text{A.3}]$$

es la elasticidad en valor absoluto de la probabilidad de supervivencia con respecto al salario, y

$$\gamma = \frac{\pi^e}{WN^e} \quad [\text{A.4}]$$

es la razón beneficios esperados/masa salarial.

Es posible escribir la ecuación [A.2] de otro modo. Si la función de producción de las empresas es de tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes de escala

$$Y = N^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad [\text{A.5}]$$

donde K representa el *stock* de capital y N la cantidad de trabajo, y la función de demanda de producto es de elasticidad constante

$$Y = (P)^{-\eta} \tilde{\theta} Y_d \quad [\text{A.6}]$$

donde Y_d es un índice de demanda, $\tilde{\theta}$ es una variable aleatoria que recoge perturbaciones de demanda, P es el precio real fijado por la empresa, y η es la elasticidad-precio de la demanda, entonces la condición del ingreso del producto marginal será

$$\frac{N}{K} = \left(\frac{W}{P\alpha\kappa} \right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)}} \quad [\text{A.7}]$$

donde

$$\kappa = 1 - \frac{1}{\eta} \quad [\text{A.8}]$$

es un índice de competitividad en el mercado de productos.

Por otro lado, es fácil comprobar que

$$\gamma = \frac{1-\alpha\kappa}{\alpha\kappa} \quad [\text{A.9}]$$

Asimismo, Layard *et al.* (1991) muestran que

$$S = S \left(\frac{N_I}{N^e(W)} \right) \quad [\text{A.10}]$$

donde N_I es el número de trabajadores *insiders* y N^e el empleo esperado tras la negociación.

Además,

$$\varepsilon_{SW}(W) = \varepsilon_{SN} \left(\frac{N_I}{N^e(W)} \right) \varepsilon_{NW} \quad [\text{A.11}]$$

donde,

$$\varepsilon_{SN} = \frac{N^e}{S} \frac{\partial S}{\partial N^e} > 0 \quad [\text{A.12}]$$

y

$$\varepsilon_{NW} = \left| \frac{W}{N^e} \frac{\partial N^e}{\partial W} \right| \quad [\text{A.13}]$$

También se puede probar que

$$\varepsilon_{NW} = (1 - \alpha\kappa)^{-1} \quad [\text{A.14}]$$

Sustituyendo [A.9], [A.11] y [A.14] en [A.2], se tiene que

$$\frac{W-A}{W} = \frac{1 - \alpha\kappa}{\varepsilon_{SN} + \frac{\alpha\kappa}{\beta}} \quad [\text{A.15}]$$

A continuación, sustituyendo en la ecuación [A.15] las siguientes expresiones

$$\varepsilon_{SN} = \varepsilon_{SN} \left(\frac{N_I}{N^e(W)} \right) \quad [\text{A.16}]$$

$$N^e(W) = K \left(\frac{W}{P^e \alpha\kappa} \right)^{-\frac{1}{(1-\alpha)}} \quad [\text{A.17}]$$

$$A = W^e \left(1 - \varphi(u)(1-b) \right) \quad [\text{A.18}]$$

y tomando logaritmos, se llega a

$$\log W = c_0 + \lambda [\log P^e + (1 - \alpha) (\log K - \log N_I)] + (1 - \lambda) \left(\log W^e - \frac{\varphi'(1-b)}{1 - \varphi(1-b)} u + \frac{\varphi}{1 - \varphi(1-b)} b \right) + \frac{\alpha\kappa(1 - \alpha\kappa)}{\lambda_d (\beta\varepsilon_{SN} + \alpha\kappa)^2} \beta \quad [\text{A.19}]$$

En esta expresión, el parámetro λ se define como

$$\lambda = \frac{\frac{(1 - \alpha\kappa) N_I \varepsilon'_{SN}}{(\varepsilon_{SN} + \frac{\alpha\kappa}{\beta})^2 (1 - \alpha) N^e}}{\frac{W^e}{W} [1 - \varphi(1-b)] + \frac{(1 - \alpha\kappa) N_I \varepsilon'_{SN}}{(\varepsilon_{SN} + \frac{\alpha\kappa}{\beta})^2 (1 - \alpha) N^e}} \quad [\text{A.20}]$$

Dado que $(\varepsilon_{SN}, \varepsilon'_{SN}) > 0$ [véase, Layard *et al.* (1991), págs. 537-538] y $0 < \varphi(u), \alpha, \kappa, b < 1$, entonces, $0 < \lambda < 1$.

Es posible añadir un término de *histerésis* a la ecuación [A.19]. Para ello, se supone que los negociadores asumen el compromiso de mantenimiento del empleo tras la negociación, esto es

$$\log N_I = \log N_{-1} \quad [\text{A.21}]$$

donde N_{-1} es el número de trabajadores heredados del período anterior.

Sustituyendo [A.21] en [A.19], y sumando y restando $\log N^e$, se obtiene

$$\begin{aligned} \log W = & c_0 + \lambda [\log P^e + (1 - \alpha) (\log K - \log N^e) + (1 - \alpha) \Delta \log N^e] + \\ & + (1 - \lambda) [\log W^e - \frac{\varphi' (1-b)}{1 - \varphi (1-b)} u + \frac{\varphi}{1 - \varphi (1-b)} b] + \\ & + \frac{\alpha \kappa (1 - \alpha \kappa)}{\lambda_d (\beta \varepsilon_{SN} + \alpha \kappa)^2} \beta \end{aligned} \quad [\text{A.22}]$$

donde

$$\Delta \log N^e = \log N^e - \log N_{-1} \quad [\text{A.23}]$$

Asimismo, es posible incluir la producción, Y , en lugar del capital, K , en la ecuación salarial. De este modo, en la expresión [A.22] aparecerán las ventas esperadas por trabajador. Partiendo de la función de producción [A.5] se llega a la expresión

$$(\log K - \log N^e) = \frac{1}{(1 - \alpha)} (\log Y - \log N^e) \quad [\text{A.24}]$$

y sustituyendo [A.24] en [A.22] se obtiene

$$\begin{aligned} \log W = & c_0 + \lambda [\log P^e + \log Y - \log N^e] + (1 - \alpha) \Delta \log N^e + \\ & + (1 - \lambda) [\log W^e - \frac{\varphi' (1-b)}{1 - \varphi (1-b)} u + \frac{\varphi}{1 - \varphi (1-b)} b] + \frac{\alpha \kappa (1 - \alpha \kappa)}{\lambda_d (\beta \varepsilon_{SN} + \alpha \kappa)^2} \beta \end{aligned} \quad [\text{A.25}]$$

que se corresponde con la ecuación (6) del texto principal.

APÉNDICE B

Definiciones de las variables

– *TARIFA* es el logaritmo neperiano de la *tarifa salarial anual media ponderada* negociada en convenio colectivo, expresada en términos reales. Para deflactar la tarifa salarial y el resto de variables se ha utilizado el Índice de Precios al Consumo de Asturias [Base (1992)]. La tarifa salarial se ha elaborado a partir de la información que figura en el texto de los convenios colectivos y en las *Fichas de Registro* de Convenios Colectivos del Ministerio de Trabajo. Estas fichas proporcionan información sobre tarifas salariales y número de trabajadores para doce categorías profesionales diferentes. No obstante, estas cifras no son perfectamente comparables para todas las empresas, por lo que se prefirió extraer también las tarifas salariales de los propios convenios. La tarifa salarial de cada categoría profesional muestra la remuneración garantizada que un trabajador de la empresa recibirá en condiciones de rendimiento normal a lo largo del año. Incluye las siguientes partidas: salario base, plus convenio, plus asistencia y puntualidad, plus actividad normal, así como las pagas extraordinarias y de vacaciones. No incluye,

pues, la remuneración por horas extras, las primas de productividad superior a la normal, la antigüedad y otros complementos salariales que guardan relación con un mayor rendimiento del exigido como normal por la empresa. Conocida la tarifa salarial y el número de trabajadores existentes en cada categoría profesional, se elabora la tarifa media ponderada. Las categorías profesionales sobre las que informa la ficha de registro son las siguientes: 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 1.^a y 2.^a, oficiales de oficio de 3.^a y especialistas; peones; y trabajadores menores de 18 años. (Fuente: *Fichas de Registro* de Convenios Colectivos y texto de los mismos).

– *COSTELAB* es el logaritmo neperiano del *coste laboral anual por trabajador*, expresado en términos reales. Esta variable se calcula dividiendo la suma de los salarios, los pagos a la seguridad social a cargo de la empresa y otros costes laborales, entre el número medio de trabajadores empleados a lo largo del año. (Fuente: Balances de las empresas).

– *VENTRAB* es el logaritmo neperiano del *valor real de las ventas de la empresa por trabajador*. (Fuente: Balances de las empresas).

– *VAREMP* es la *variación en el logaritmo neperiano del empleo (cambio proporcional en el empleo)*, es decir, el logaritmo del cociente entre el número medio de trabajadores existentes en la empresa en el año actual y el número medio de trabajadores del año anterior. (Fuente: Balances de las empresas).

– *GAFIN* es el porcentaje que representan los *gastos financieros* anuales de la empresa sobre la semisuma de los *recursos ajenos con coste* a corto y a largo plazo, al principio y al final del año. Este ratio no muestra el tipo medio de interés de los créditos bancarios solicitados por la empresa, dado que entre los recursos ajenos con coste figuran otras partidas, como la emisión de obligaciones y otros valores negociables, y las deudas con empresas del grupo y asociadas. En cualquier caso, refleja fielmente la importancia de las cargas financieras asumidas por la empresa en el pasado. (Fuente: Balances de las empresas).

– *RAEND* es la *ratio de endeudamiento* de la empresa, definido como el porcentaje de recursos ajenos sobre recursos totales. (Fuente: Balances de las empresas).

– *RALIQ* es la *ratio de liquidez*, definido como el porcentaje de tesorería (caja y bancos) sobre los recursos ajenos a corto plazo. (Fuente: Balances de las empresas).

– *CUALIFIC* es un *índice de cualificación*, definido como el porcentaje de trabajadores no cualificados sobre la plantilla total de la empresa. Se consideran trabajadores no cualificados los peones, subalternos y los trabajadores menores de 18 años. (Fuente: *Fichas de Registro* de Convenios Colectivos del Ministerio de Trabajo).

– *SALEXT* es el logaritmo neperiano del *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).

– *TPARO* es la tasa de paro regional de Asturias. (Fuente: *Encuesta de Población Activa*, INE).

– *REPOSI* es la ratio de reposición, 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).

– *POSIND* es el porcentaje de trabajadores afiliados a los sindicatos Comisiones Obreras (CCOO), Unión General de Trabajadores (UGT), Unión Sindical Obrera (USO) y Corriente Sindical de Izquierdas (CSI), en cada empresa. Esta información ha sido facilitada por los propios sindicatos, que aglutinan la práctica totalidad de la afiliación sindical en Asturias.

– *DSI-DS7* es un conjunto de siete variables ficticias sectoriales que distinguen las siguientes ramas de actividad: 1. *Transporte*; 2. *Industrias Extractivas*; 3. *Transformados Metálicos*; 4. *Otras Industrias Manufactureras*; 5. *Comercio*; 6. *Energía*; y 7. *Otros Servicios*.

– *PÚBLICA* es una variable ficticia que toma valor uno si la empresa es pública.

– *RECONVER* es una variable ficticia que toma valor uno si la empresa pertenece a un sector en reconversión (siderurgia, minería, construcción naval y metal).

– *PRIMERO* es una variable ficticia que toma valor uno si el convenio colectivo de la empresa es anual o si, siendo plurianual, está en su primer año de vigencia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abellán, C., Felgueroso, F. y Lorences, J. (1997): “La negociación colectiva en España: Una reforma pendiente”, *Papeles de Economía Española*, 72, págs. 250-260.
- Andrés, J. y García, J. (1991): “Determinación de salarios, productividad y empleo. Evidencia para la economía española”, *Revista de Economía Pública*, 11, págs. 169-190.
- 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, págs. 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, págs. 277-97.

- Brunello, G. y Wadhvani, S. (1989): *The Determinants of Wage Flexibility in Japan: Some Lessons from a Comparison with the UK Using Micro Data*, Discussion Paper 362, Centre for Labour Economics, London School of Economics, Londres.
- Comisión Consultiva Nacional de Convenios Colectivos (1995): *Reforma Laboral y Negociación Colectiva*, Madrid, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Dirección Provincial de Asturias del Ministerio de Trabajo (1994): *Memoria de Actividades*, Oviedo.
- Dolado, J.J. y Bentolila, S. (1994): "Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain", *Economic Policy*, 28, págs. 55-99.
- Draper, M. (1993): "Indiciación salarial y empleo: Un análisis desagregado para el caso español", *Moneda y Crédito*, 197, págs. 129-165.
- Espinosa, M.P. y Rhee, C. (1989): "Efficient Wage Bargaining as a Repeated Game", *Quarterly Journal of Economics*, 104, págs. 565-588.
- Fernández, M. y Montuenga, V. (1997): "Salario y productividad sectorial: ¿existe evidencia de un comportamiento dual?", *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 63, págs. 79-103.
- García, A., Jaumandreu, J. y Rodríguez, C. (1999): "Innovation and jobs at the firm level", (mimeo).
- Graafland, J. y Lever, M. (1996): "Internal and External Forces in Sectoral Wage Formation: Evidence from the Netherlands", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, págs. 241-252.
- Holmlund, B. y Zetterberg, J. (1991): "Insider Effects in Wage Determination: Evidence from Five Countries", *European Economic Review*, 35, págs. 1.009-1.034.
- Jimeno, J.F. (1992): "Las implicaciones macroeconómicas de la negociación colectiva: el caso español", *Moneda y Crédito*, 195, págs. 223-281.
- Lawrence, C. y Lawrence, R.Z. (1985): "Manufacturing Wage Dispersion: An End Game Interpretation", *Brooking Papers on Economic Activity*, I, págs. 47-106.
- Layard, P.R., Nickell, S.J. y Jackman, R. (1991): *Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.
- Lorences, J., Fernández, V. y Rodríguez, C. (1995): "Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España", *Investigaciones Económicas*, 19, págs. 309-324.
- Nickell, S.J. y Kong, P. (1992): "An investigation into the Power of Insiders in Wage Determination", *European Economic Review*, 36, págs. 1.573-1.599.
- Nickell, S.J. y Wadhvani, S. (1990): "Insider Forces and Wage Determination", *The Economic Journal*, 100, págs. 496-509.
- Nickell, S.J., Vainiomaki, J. y Wadhvani, S. (1994): "Wages and Product Market Power", *Economica*, 61, págs. 457-473.
- Rodríguez Gutiérrez, C. (1996): "Determinantes de la afiliación sindical en España", *Moneda y Crédito*, 203, págs. 149-174.
- Stewart, J. (1991): *Econometrics*, Londres, Philip Allan.

Fecha de recepción del original: febrero, 1998

Versión final: enero, 1999

ABSTRACT

This paper analyzes the determinants of bargained wage differences at firm-level in Asturias. First, a theoretical model is described to identify these factors. The model is then estimated using a five-year panel that contains information about the firms in Asturias that have bargained their own collective agreement. This type of firm is chosen in order to determine the level of bargained wage rates provided in their collective agreements. Estimations show that aggregate wages, skill-mix and the public status of the firm are the main determinants of bargained wages. To set the average labour cost, which is a broader definition of the wage, the insider factors (sales per employee or productivity) are much more relevant. The estimated elasticity of wages with respect to sales per employee is greater than those estimated previously for the Spanish case, probably because of the special features of the current sample.

Keywords: collective bargaining, wage determination, trade unions.