
*Algunas estimaciones de la influencia de la variable sindical sobre las retribuciones salariales en la negociación colectiva en España en el período 1981-1984**

Alfonso Alba Ramírez**

Universidad de Málaga

En este artículo se realiza un estudio sobre la influencia de la variable sindical en la determinación intersectorial de salarios en la negociación colectiva en España. Concretamente se estima la influencia relativa de dicha variable sindical —definida a partir de la composición de las mesas de negociación— sobre el salario por empleado y el crecimiento salarial pactado anualmente. Los datos utilizados proceden de una muestra de grandes empresas común para los años 1981, 1982, 1983 y 1984.

EL objeto de este artículo es el estudio de la determinación sectorial de salarios en la negociación colectiva en España. Más concretamente en él se hace una estimación de la incidencia de la que será denominada variable sindical en las retribuciones salariales (salario por empleado y crecimiento) según la encuesta sobre la negociación colectiva en las grandes empresas para los años 1981, 1982, 1983 y 1984. Con ello se preten-

de investigar el poder explicativo de dicha variable sindical definida según los diferentes porcentajes que los sindicatos UGT y CCOO, y otras formas mayoritarias de representación de los trabajadores (INDEPENDIENTES, NO AFILIADOS Y OTROS) ostentan en la mesa de negociación, sobre los niveles de remuneración (Masa Salarial Bruta por Empleado sin seguridad social) y los porcentajes de crecimiento pactados en convenios colectivos.

Esta es una iniciativa novedosa y, dadas las particularidades del marco institucional de relaciones laborales español, difícil de llevar a cabo. Es así en la medida en que los modelos que explican los salarios teniendo en cuenta la presión sindical parten de una economía en la que cabe hablar de sectores sindicados o fuertemente sin-

* Agradezco a A. GARCIA DE BLAS su colaboración al facilitarme los datos que han servido para la realización de este trabajo. Asimismo a A. ARGANDOÑA RAMÍZ, J. A. GARCIA DÚRAN, F. MOCHÓN MORCILLO, A. PAJUELO GALLEGO, R. RUBIO DE URQUIA Y L. TOHARIA por sus útiles comentarios al juzgar la tesis en la que está basada este artículo. Las deficiencias son de mi entera responsabilidad.

** Departamento de Teoría Económica. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Málaga.

dicados y sectores no sindicados o débilmente sindicados, contando para ello con una información estadística apropiada, no sólo en lo que se refiere a la medida de los grados de sindicación (densidad sindical) sino también en lo tocante a la cuantificación de aquellas otras variables que desde consideraciones de la teoría del capital humano (cualificación de la mano de obra), de economía industrial (concentración industrial) y otras características de la oferta y de la demanda, son relevantes en una ecuación explicativa de las variaciones intersectoriales del salario. Puesto que en la economía española la negociación colectiva implica a unidades heterogéneas de negociación del lado de los trabajadores, la presión sindical no corresponde a una categoría bien definida dentro de la empresa o sector. Por otra parte, con la información estadística más próxima a un trabajo como el que aquí se acomete, que salva este inconveniente mediante la definición de la variable sindical atendiendo a la mencionada diversidad de unidades heterogéneas de negociación, se tropieza posteriormente con el inconveniente de no poseer buena información para aproximar las variables de control en el modelo (cualificación, concentración, etcétera).

Aún con estas limitaciones es factible abordar una profundización en las relaciones que ligan la acción sindical con la determinación intersectorial de los salarios a través de la negociación colectiva mediante una metodología econométrica. Al mismo tiempo, se abre una línea de investigación para cuyo futuro desarrollo se plantea la necesidad de unos datos que satisfagan en mayor medida los propósitos del análisis.

En este artículo se realiza, en primer lugar, una síntesis de las características del marco institucional de la negociación colectiva en España en los últimos años a fin de encuadrar el estudio econométrico. Seguidamente se hace una breve exposición de los fundamentos teóricos del modelo que incorpora la acción sindical sobre el salario, la descripción de los datos y la metodología econométrica que se utiliza. A continuación se exponen y se comentan los resultados de las estimaciones y, se presenta un resumen de las conclusiones que se desprenden del trabajo.

Algunas notas sobre el marco institucional de la negociación colectiva en España

La primera nota que hay que destacar de la negociación colectiva en España tiene que hacer referencia al hecho de su corta edad como negociación libre. Puesto que hasta el año 1977 los sindicatos obreros estaban prohibidos y, por consiguiente, actuaban en la ilegalidad, con anterioridad a ese año la contratación colectiva revestía una forma legal y seguía unos procedimientos que desvirtuaban el sentido de la formación de organizaciones por parte de los trabajadores para la defensa de sus intereses a través de la misma.

A partir de 1977 los sindicatos pueden ejercer como tales en un marco legal de aceptación, pero se carece de la regulación apropiada que permita a los agentes negociadores ajustarse en su constitución, pautas de comportamiento y pactos a unas normas promulgadas y acatadas por la totalidad de los trabajadores y empresarios. Este problema se resolvió con la ley del Estatuto de los Trabajadores que se aprobó en el año 1980. Es a partir de esta fecha cuando se puede decir que la negociación colectiva en España adquiere carta de naturaleza en un marco institucional que la asimila a la del resto de los países occidentales.

Así pues, de ello se deriva la falta de experiencia en la acción negociadora como un inconveniente para cualquier estudio que pretenda indagar en sus pautas de comportamiento. Esto es así, en primer lugar, porque en tan corto espacio de tiempo no se pueden decantar unas características y tendencias bien definidas; y, en segundo lugar, porque la información estadística al respecto no es la más extensa y adecuada.

A esto hay que unir el hecho de que esos primeros pasos de la negociación libre se dan en un período de transición política, que, además, coincide con una fuerte crisis económica que a España llega con retraso pero con intensidad. En este contexto en el que impera la doble vertiente de transición política y crisis económica, el papel de los sindicatos adquiere connotaciones particulares¹. La crisis va a decantar un cierto tipo de negociación (centralizada) que desemboca en la exigencia de mayores sacrificios de la población trabajadora (paro, moderación salarial, mayor flexibilidad en el uso de la fuerza de trabajo, aceptación de programas de aumento de la productivi-

¹ A este respecto véase DURAN LOPEZ (1981), GUEZZI (1981), ROMAGNOLI (1981), PIORE (1982) y FREEDMAN (1982).

dad, etcétera). Respecto a la dimensión que añade la transición hay que entenderla desde la concepción de los sindicatos como fuerza social que en determinadas circunstancias pueden desempeñar una función política. Por tanto, es importante tener en cuenta que la acción sindical en España en los últimos años ha estado marcada por ese doble frente: crisis y transición.

Ello ha propiciado la sucesiva intervención del Gobierno en la negociación; de forma directa, en una modalidad de negociación tripartita; o indirecta, influyendo sobre los agentes negociadores. En cualquier caso, se ha fomentado la negociación centralizada a través de convenios marco. Esto ha tenido indudables consecuencias para el desarrollo y contenido de los acuerdos.

Puesto que el objetivo en este trabajo no es el estudio de la negociación colectiva con sus pormenores institucionales y una descripción de los diferentes tipos de acuerdos con sus características cuantitativas y cualitativas —asuntos que ya han sido ampliamente analizados y discutidos por numerosos trabajos²— sólo resta añadir a las notas anteriores algunos comentarios que contribuyen a situar el trabajo empírico, de la forma más escueta admisible, en el contexto del marco institucional español:

1. Los convenios colectivos firmados tienen eficacia general sobre todos los trabajadores pertenecientes a la unidad productiva cuya representación unitaria (comité) de aquellos ha acordado con la otra parte (empresarios) que, lógicamente, también queda vinculada.

2. La unidad de negociación es la representación unitaria de los trabajadores a través del comité de empresa, si bien la tendencia puede ser la instrumentación de éste por las secciones sindicales que, aunque la ley no regula, sí tolera.

3. El hecho de una representación unitaria diversifica la composición de la unidad negociadora por parte de los trabajadores y no permite des-

de las necesidades de este estudio, definir unívocamente y en el sentido más convencional la variable sindical como catalizadora de los intereses de los trabajadores unidos y organizados en el sindicato.

4. Existe una ausencia de ligazón clara entre sindicación y representación en la negociación. Puede ser que un sindicato esté presente en el comité en virtud de los votos de trabajadores que no tienen afiliación al mismo. A este respecto ciertas encuestas parecen indicar que tanto la tasa de afiliación como la de participación en las elecciones sindicales son muy bajas en España³.

5. La existencia de varios sindicatos de ámbito estatal y otros regionales, aunque sólo dos son mayoritarios al primer nivel, lleva a plantearse hasta qué punto y en qué medida se puede llegar a definir una estrategia sindical única, partiendo del principio de que todos los trabajadores como tales tienen intereses comunes. Además, de alguna forma, la vinculación de los dos sindicatos mayoritarios a sendos partidos políticos a veces suscita dudas sobre la pureza sindical en su comportamiento y, en alguna circunstancia, puede significar discrepancias que no obedecen a diferencias en los principios sindicalistas. A esto hay que unir que, en ocasiones, los problemas internos que viven los propios partidos se transmiten a los sindicatos.

6. La participación en la mesa de negociación de independientes, no afiliados y otros, además de UGT y CCOO, oscurece la relación entre las posibles conquistas en los acuerdos y la presión sindical propiamente.

En razón de lo dicho no se puede hablar de sectores sindicados y no sindicados en el caso español y, a no ser que se redefina claramente lo que se va a entender por sindicato, ni siquiera de sectores fuerte y débilmente sindicados. Cuando se dice redefinir claramente lo que se va a entender por sindicato se hace referencia al hecho de si todo ente representado en el comité de empresa puede denominarse como tal. Posiblemente no, pues hay trabajadores que salen elegidos a título individual para formar parte del mismo.

Habida cuenta de estos detalles, la única forma de resolver la cuestión es desagregando la composición del comité de empresa en aquellos entes diferenciados. Esto es lo que hace la encuesta que se va a utilizar, pero con la mesa de negociación. Aquí se sigue la denominación de esos desagregados, aplicando el nombre de variable sindical en términos genéricos a los porcen-

² Existe un considerable número de trabajos que abordan el estudio del marco institucional y la negociación colectiva en España, desde los puntos de vista jurídico, sociológico y económico. Desde el punto de vista jurídico están por ejemplo RODRIGUEZ PIÑERO (1977), ESTEBAN ROMERO (1979), ROJO TORRECILLA (1982) y SAGARDOY BENGOCHEA (1983). La perspectiva sociológica tiene un buen exponente en PEREZ DIAZ (1979, 1980). Por su parte SERRANO y MALO DE MOLINA (1979), MALO DE MOLINA (1983, 1984), ALVARO ESPINA (1984) y GARCIA DE BLAS Y RUEGSA BENITO (1985), ofrecen una gran riqueza de detalles sobre el marco institucional y la negociación colectiva en España en los últimos años. Finalmente hay que mencionar el monográfico dedicado en *Papeles de Economía*, número 22 (1985) y la publicación anual desde 1978 de la Dirección General de Política Económica del Ministerio de Economía y Hacienda titulada *La negociación colectiva en España (Principales características económicas en las grandes empresas)*.

³Véase PEREZ DIAZ (1979) y PEREZ DIAZ (1980).

tajes respectivos de los componentes de mayor peso (CCOO, UGT, independientes, no afiliados y otros).

Puesto que UGT y CCOO son las centrales sindicales mayoritarias con implantación a nivel de todo el estado español, constituyen el centro de la atención preferente en este trabajo; por su parte los otros componentes de los comités de empresa, además de centrar la atención específicamente, permiten las posibles comparaciones.

Si se define como sindicatos únicamente a CCOO y UGT (descartando USO y los regionales por su escasa representación a nivel del Estado en general) se podría hablar de sectores fuertemente y débilmente sindicados según la composición del comité de empresa o la mesa de negociación. Pero esto no es correcto por dos razones fundamentales: primera, que la estrategia negociadora de UGT puede diferir de CCOO —como de hecho ocurre en algunos aspectos— y por esto no es aconsejable una medida conjunta en todos los casos; y, segunda, que existen otras organizaciones de trabajadores que ostentan porcentajes de representación importantes, de distinta índole a CCOO y UGT, pero que participan de todas las características que reviste el sindicato como órgano de representación y defensa de los trabajadores⁴. En cualquier caso los representantes denominados en la encuesta no afiliados serían los únicos que no obedecen a un mandato de una organización sindical.

Así, pues, se ha optado por la variable sindical en un sentido genérico pero, al mismo tiempo, sin ambigüedad, según lo permite la encuesta que se va a utilizar.

Dicha variable sindical tendrá diferente comportamiento en relación con los diversos asuntos que se tratarán de explicar. Ello es así puesto que se define de una forma excluyente de todas las formas alternativas y está representada por un porcentaje sobre el total de trabajadores que componen la mesa de negociación. De esta manera una cosa que está implícita en este trabajo, por la metodología utilizada, es la verificación de qué forma de definir la variable sindical se ajusta mejor a las predicciones de la teoría de los sindicatos.

⁴ Estas organizaciones engloban a trabajadores encuadrados en determinados sectores o empresas. Una nota distintiva de los sindicatos obreros o de clase respecto a tales organizaciones es que el aspecto ideológico queda subordinado a otro tipo de intereses.

El modelo, los datos y la metodología econométrica

Los fundamentos teóricos que subyacen a los estudios empíricos sobre la influencia de los sindicatos en las remuneraciones salariales arrancan de la integración en la teoría económica de modelos de comportamiento sindical. El trabajo pionero de Dunlop (1944) supone el principio de la preocupación por el análisis económico de los sindicatos, desde su consideración como unidades que toman decisiones presididas por la racionalidad inherente a la consecución de sus objetivos económicos. A este respecto se desencadenó un debate propiciado por las objeciones de ROSS (1946) a la caracterización de los sindicatos como unidades económicas de decisión, pues este autor resaltaba los aspectos políticos de la actuación de los sindicatos, a los que se refería en unos términos que los calificaba como agentes políticos operando en un ambiente económico.

El trabajo decisivo de LEWIS (1963) dio el espaldarazo empírico a las ideas de Dunlop. A partir de ese momento se desarrolló un cúmulo de investigaciones econométricas para las economías estadounidense y británica fundamentalmente, que se centran en la estimación de las diferencias salariales provocadas por la actuación de los sindicatos y en la influencia de los mismos en los procesos inflacionarios. Una constante en los resultados de los diferentes estudios fue la verificación de un efecto diferencial positivo de los sindicatos sobre los salarios. Sin embargo, las estimaciones sobre la influencia en la inflación no son concluyentes en el sentido de que sea significativamente positiva⁵.

El modelo que permite contrastar la influencia de la variable sindical sobre la variación intersectorial del salario por empleado, en este trabajo, tiene la siguiente forma:

$$\text{Ln } W_i = \alpha + \beta \text{VS}_i + \gamma X_i + \mu$$

donde la variable dependiente, $\text{Ln } W_i$, es el logaritmo natural del salario por empleado de cada sector, VS_i es la variable sindical referida a cada sector productivo y X_i es un vector de otras variables explicativas de las variaciones intersectoriales del salario por empleado. Por su parte α , β y γ son los parámetros y μ es el término de error.

⁵ Véase PARSLEY (1980), HIRSCH y ADDISON (1986) y LEWIS (1986) para una visión general del estado de la cuestión.

La variable explicada, $\ln W_i$, se ha aproximado mediante el logaritmo de la Masa Salarial Bruta Real por Empleado sin seguridad social. La variable sindical, VS_i , se ha definido como los porcentajes de representantes de las organizaciones que componen la mesa de negociación, éstas son UGT, CCOO, PRS (suma de CCOO y UGT), Independientes, Otros, INOT (suma de independientes y otros) y No Afiliados, alternativamente. Por su parte el vector X de otras variables explicativas se ha aproximado a través de un Índice de Cualificación (I CUAL), del Valor Añadido Real por Empleado (VARE) y del Porcentaje de Trabajadores Empleados en Empresas con Pérdidas correspondientes a cada sector productivo (PTEEP).

El Índice de Cualificación se ha construido partiendo de que la distribución de los trabajadores por categorías profesionales puede indicar, de alguna manera, el grado de formación de la fuerza de trabajo en cada sector; y se ha hallado calculando la media aritmética de los porcentajes correspondientes (12 en total), ponderando cada uno de ellos con el número de la categoría correspondiente —12 para la categoría más alta y 1 para la más baja.

El modelo que permite contrastar la influencia de la variable sindical sobre el crecimiento anual del salario por sectores económicos es:

$$W_i = \alpha' + \beta' VS_i + \gamma' X_i' + \mu'$$

donde la variable explicada, W_i , es el crecimiento anual del salario de cada sector, VS_i es la variable sindical y X_i' es un vector de variables de control. Finalmente α' , β' y γ' son los parámetros del modelo y μ' es el componente aleatorio.

Para la variable dependiente se ha tomado el crecimiento salarial pactado sin deslizamiento (nominal o real) y para aproximar el vector X_i' , de otras variables que contribuyen a explicar dicho crecimiento pactado, el Porcentaje de Trabajadores Empleados en Empresas con Pérdidas que corresponde a cada sector (PTEEP) y una medida de la variación del empleo calculada como el total de altas menos el total de bajas en el año y dividiendo dicha diferencia por el número de trabajadores empleados en el sector en el año anterior, esto es, el Porcentaje de Empleos Netos Creados en un año respecto a los que existían en el anterior (PENC).

Los datos que se utilizan en este trabajo son los obtenidos a través de la Encuesta sobre la Negociación Colectiva en España de la Subdirección General del Secretariado de la Comisión Delega-

da para Asuntos Económicos del Ministerio de Economía y Hacienda. Esta información procede de un cuestionario cumplimentado voluntariamente por un colectivo de grandes empresas, repartidas por toda la geografía española. En este trabajo se utilizará una muestra de empresas común para los años 1981, 1982, 1983 y 1984. Este conjunto de empresas está encuadrado en un total de 25 sectores (excluidos agricultura, ganadería y pesca), clasificadas según cuatro categorías tipológicas: A) públicas o privadas, B) extranjeras o españolas, C) con precios libres o controlados y D) con pérdidas o beneficios.

Aunque la muestra contiene valiosa información basada en las cuatro tipologías anteriormente indicadas, a efectos de este trabajo sólo se ha hecho uso de la tipología con pérdidas o con beneficios pues las otras no se han considerado relevantes para los cometidos de esta primera aproximación empírica. Por otra parte, la muestra también incorpora información sobre la negociación colectiva a nivel regional, que puede ser aprovechable para un análisis empírico a este nivel, a fin de detectar posibles diferencias que puedan existir entre las distintas regiones.

Puesto que la muestra sólo se refiere a las grandes empresas industriales y de servicios, no se podrán extrapolar los resultados obtenidos aquí a toda la economía; sin embargo, ya tiene interés suficiente conocer las pautas de la negociación para este colectivo de empresas en particular puesto que, de alguna manera, reflejan el tipo de relaciones econométricas que predominan en la negociación colectiva en España.

El hecho de poseer información de empresas comunes agrupadas en 25 sectores (industriales y de servicios) para cuatro años consecutivos, permite utilizar la metodología econométrica basada en la combinación de datos de corte transversal y series temporales (*pooling*). Con ello se gana en tamaño de la muestra ($25 \times 4 = 100$) y, consecuentemente, en grados de libertad, por lo que los parámetros estimados serán más eficientes. Al mismo tiempo permite atribuir una mayor generalidad (temporal) a los resultados que se obtienen de las diversas estimaciones.

Las observaciones para cada variable se han ordenado de la siguiente forma: para cada año el conjunto de los 25 datos sectoriales y unos años detrás de otro. Se hace así porque lo que interesa es referir las conclusiones a la dimensión sectorial no a la temporal, de tal manera que, al disponerse de varios años, se consigue una mayor generalidad de los resultados de las estimaciones.

El modelo general que combina datos de corte

transversal con series temporales puede estimarse por diferentes procedimientos según cómo se comporte la parte sistemática de la ecuación y/o el término de error. Se consideran dos tipos de modelos: el de efectos fijos y el de efectos estocásticos.

El modelo de efectos fijos surge cuando tanto la intersección como los diferentes coeficientes (o algunos) de las variables explicativas toman valores fijos (sistemáticos) y desconocidos; por su parte el modelo de efectos estocásticos supone que los cambios en el comportamiento de la parte sistemática de la ecuación ocurren en torno a un valor central de forma aleatoria y distribuyéndose normalmente.

El modelo de efectos fijos puede ser estimado, mediante el uso del método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios introduciendo variables ficticias para medir los cambios en el término constante de la ecuación y términos de interacción para recoger las variaciones en los coeficientes de las variables explicativas; es lo que se conoce como el modelo de la covariancia. Por su parte, el modelo de efectos estocásticos puede ser estimado a través del llamado *Error-Components Model*.

Aquí no se va a desarrollar de forma pormenorizada los diferentes modelos que combinan datos de corte transversal y series temporales⁶. Simplemente se exponen aquellos detalles que son necesarios para el correcto encuadramiento del modelo general que se aplicará, con los supuestos apropiados y una justificación de los mismos.

La estimación de los diferentes modelos se realiza suponiendo que el término constante de la ecuación no varía entre sectores ni de un período a otro, que los coeficientes de las variables independientes son comunes para todos los sectores y los diferentes períodos; y que el término de error de la ecuación es $iid \sim (0, \sigma^2)$ para todo i, t , donde *iid* significa que se distribuye de forma independiente e idéntica, es decir, que no hay correlación serial ni heterocedasticidad. Bajo estas condiciones el método de estimación de los Mínimos Cuadrados Ordinarios es el apropiado.

El supuesto de que tanto el término constante como los coeficientes de las variables independientes no varían de un sector a otro no se va a contrastar. En lo que se refiere específicamente a la variable sindical, parece razonable admitir que

⁶ Para un tratamiento de este asunto puede verse BALESTRA y NERLOVE (1966), HOCH (1962), WALLACE y HUSAIN (1959), CHANG y LEE (1977), JOHNSTON (1984), páginas 396-407 y JUDGE, CARTER, LETKEPHL y LEE (1985), páginas 515-554.

las pautas de negociación no difieren sustancialmente entre los 25 sectores industriales y de servicios; por lo que respecta al resto de las variables explicativas, no es muy restrictivo aceptar que la relación que las liga con la variable dependiente mantiene la constancia de un sector a otro de la economía.

En cuanto al supuesto de que la parte sistemática de la ecuación en cuestión no varía de un período a otro, sí se va a contrastar mediante el uso de variables ficticias, bajo el supuesto, para poder hacerlo así, de que dichas variaciones no son aleatorias, considerando pues, que se está en presencia de un modelo de efectos fijos.

Puesto que el período de estimación es cuatro años, se tienen cuatro variables ficticias y cuatro términos de interacción (variables ficticias por la variable cuya pendiente interesa comprobar si cambia en el tiempo).

Para ver cómo intervienen las variables ficticias y los términos de interacción se parte del siguiente modelo cuya especificación no contempla la posibilidad de cambios en la intersección ni en los coeficientes y se ha omitido el subíndice t por simplicidad:

$$Y = \alpha + \beta X + \gamma Z + n$$

Donde Y es la variable explicada, X y Z son las variables explicativas, α , β y γ son los parámetros a estimar y n es el término de error. Si se consideran las variables ficticias para recoger las variaciones en el término constante, α , que se denotan como F_1, F_2, F_3 y F_4 y los términos de interacción para medir los cambios en el coeficiente de la variable X , β , que son $F_1.X, F_2.X, F_3.X$ y $F_4.X$, se tiene el siguiente modelo para estimar:

$$Y = \alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + \alpha_3 F_3 + \alpha_4 F_4 + \beta_1 F_1.X + \beta_2 F_2.X + \beta_3 F_3.X + \beta_4 F_4.X + \gamma Z + n$$

que se puede estimar directamente, sin término constante. Pero como se hará la estimación con término constante habrá que realizar algunas transformaciones sobre la ecuación anterior. Puesto que $F_1 = 1 - (F_2 + F_3 + F_4)$ y $F_1.X = X - (F_2.X + F_3.X + F_4.X)$ sustituyendo en dicha ecuación se tiene:

$$Y = \alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) F_2 + (\alpha_3 - \alpha_1) F_3 + (\alpha_4 - \alpha_1) F_4 + \beta_1.X + (\beta_2 - \beta_1) F_2.X + (\beta_3 - \beta_1) F_3.X + (\beta_4 - \beta_1) F_4.X + \gamma Z + n$$

que es el modelo general que mide a través del empleo de variables ficticias los cambios en la

constante y la pendiente en el tiempo; y cuya especificación con constante requiere la consideración del número total de variables ficticias menos una e igualmente para el término de interacción.

Resultados de las estimaciones para el salario por empleado

En los Cuadros I.1, I.2, I.3 y I.4, se presentan los resultados de diferentes versiones del mismo modelo utilizando el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios. Un primer elemento diferenciador en la especificación es la variable sindical y para una misma variable sindical la introducción u omisión de otras variables explicativas.

En el Cuadro I.1 la variable sindical considerada es UGT, En dicha tabla se presentan los resultados para cinco ecuaciones estimadas. La ecuación número 1 permite descartar variaciones en el término constante de un año a otro, pues de los valores obtenidos para los coeficientes de las variables ficticias F₂, F₃ y F₄ ninguno es significativamente distinto de cero según el test de la *t* de Student, ni siquiera a un nivel de significación del 50 por 100. Por su parte, la ecuación número 2 confirma también el supuesto de constancia del coeficiente de la variable sindical (en este caso UGT) a lo largo del tiempo. Así, pues, en este caso el procedimiento de estimación apro-

piado es el de los Mínimos Cuadrados Ordinarios sin necesidad de introducir variables ficticias para recoger el cambio en la intersección, puesto que no se detecta tal cambio: ni términos de interacción para medir las variaciones en el coeficiente de la variable sindical (UGT). Así se ha hecho en las estimaciones de las ecuaciones números 3, 4 y 5, cuyos resultados se reflejan en el Cuadro I.1.

En la ecuación número 3 las variables explicativas son la variable sindical (UGT) y el índice de cualificación (I CUAL), ambas explican en torno al 50 por 100 de las variaciones del logaritmo de la Masa Salarial Bruta Real por Empleado. En cuanto a los signos de los coeficientes, el del índice de cualificación es el que cabe esperar, es decir, positivo. A este respecto se sabe que la teoría del capital humano ofrece buen soporte a la hipótesis de salarios más altos en aquellos sectores donde hay una mayor cualificación de la mano de obra, como se confirma con este resultado.

Por su parte, si bien el coeficiente de la variable sindical, UGT, es un valor no significativo para un intervalo de confianza del 50 por 100 o mayor, el signo negativo de dicho coeficiente implica un comportamiento atípico de la variable sindical que posteriormente se comentará. En las ecuaciones números 4 y 5 se ha introducido, de forma alternativa, las variables PTEEP y VARE respectivamente a fin de intentar mejorar la especificación del modelo. Respecto a la introducción

CUADRO I.1

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN LA MASA SALARIAL BRUTA REAL POR EMPLEADO
Variable dependiente: Logaritmo de la masa salarial bruta real por empleado

ECUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS												R ²	F	GL
	CONST.	UGT	I. CUAL.	VARE	PTEEP	F ₂	F ₃	F ₄	F ₂ UGT	F ₃ UGT	F ₄ UGT				
1	12,87	-0,0015 (-1,01)	0,1545* (9,04)			0,007 (0,13)	0,022 (0,39)	-0,038 (-0,68)					0,51	19,45	0,72
2	12,87	-0,0017 (-0,95)	0,1545* (9,19)						0,0015 (0,90)	0,0010 (0,61)	-0,0013 (-0,79)		0,52	20,44	0,72
3	12,87	-0,0015 (-1,05)	0,1545* (9,15)										0,50	48,85	1,52
4	12,96	-0,0015 (-1,05)	0,1461* (7,98)		-0,0006 (-1,16)								0,51	33,13	2,68
5	12,77	-0,0005 (-0,44)	0,1425* (9,92)	0,00005* (6,36)									0,65	59,30	0,51

NOTAS:

- a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la *t* de Student. Los símbolos * y ** indican que los parámetros son estadísticamente significativos a los niveles del 5 y del 10 por ciento respectivamente.
- b) Los tres valores que siguen a cada ecuación corresponden al coeficiente de determinación, la F del modelo y el test de Glejser.
- c) La constante es siempre significativa, por eso se omite el valor de la *t*.

CUADRO I.2

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN LA MASA SALARIAL BRUTA REAL POR EMPLEADO
Variable dependiente: Logaritmo de la masa salarial bruta real por empleado

EQUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS											R ²	F	GL
	CONST.	CCOO	I. CUAL.	VARE	PTEEP	F ₂	F ₃	F ₄	F ₂ CCOO	F ₃ CCOO	F ₄ CCOO			
1	12,93	-0,0022* (-1,72)	0,1498* (8,73)			0,006 (0,12)	0,018 (0,32)	-0,038 (-0,70)				0,52	20,23	0,41
2	12,92	-0,0019 (-1,13)	0,1508* (8,71)						-0,0004 (-0,29)	0,0004 (0,25)	-0,0008 (-0,56)	0,52	20,07	0,42
3	12,93	-0,0022* (-1,79)	0,1496* (8,83)									0,51	50,21	0,93
4	12,78	-0,0006 (-0,52)	0,1420* (9,79)	0,00005* (6,14)								0,65	59,38	0,32
5	12,99	-0,0021** (-1,65)	0,1435* (7,91)		-0,0005 (-0,95)							0,52	34,21	1,60

NOTAS:

a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la t de Student. Los símbolos * y ** indican que el parámetro es estadísticamente significativo a los niveles del 5 y el 10 por 100 respectivamente.

b) Los tres valores que siguen a cada ecuación corresponden el coeficiente de determinación, la F del modelo y al test de Glejser.

c) La constante es siempre significativa, por eso se omite el valor de la t.

CUADRO I.3

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN LA MASA SALARIAL BRUTA REAL POR EMPLEADO
Variable dependiente: Logaritmo de la masa salarial bruta real por empleado

EQUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS								R ²	F	GL
	CONST.	PRS.	I. CUAL.	VARE	PTEEP	F ₂	F ₃	F ₄			
1	13,08	-0,0026* (-2,34)	0,1395* (7,69)			0,016 (0,30)	0,029 (0,53)	-0,026 (-0,48)	0,53	21,24	0,42
2	12,84	-0,0008 (-0,81)	0,1387* (9,02)	0,00005* (5,90)					0,65	59,75	0,57
3	13,14	-0,0025* (-2,29)	0,1339* (7,09)		-0,0005 (-0,92)				0,53	35,91	2,26

NOTAS:

a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la t de Student. Los símbolos * y ** indican que el parámetro es estadísticamente significativo a los niveles del 5 y el 10 por 100 respectivamente.

b) Los tres valores que siguen a cada ecuación al coeficiente de determinación, la F del modelo y el test de Glejser.

c) La constante es siempre significativa, por eso se omite el valor de la t.

de PTEEP resulta que el coeficiente es negativo como cabe esperar, pero no es significativo para un intervalo de confianza aceptable (por encima del 90 por 100); no hay una mejora sustancial en el poder explicativo del modelo y el valor de la F indica que se produce un empeoramiento en el grado de significación global del mismo. Por su parte, de la introducción de la variable VARE resulta un coeficiente acorde con lo que se podía suponer, esto es, positivo y altamente significativo; de ello se deriva una mejora sustancial en el poder explicativo y en el grado de significación del

modelo. Sin embargo, hay una reducción en el valor del coeficiente de la variable UGT, aunque el signo sigue siendo negativo.

El Cuadro I.2 define la ecuación de salario tomando ahora la variable CCOO como variable sindical y por lo demás mantiene la misma estructura que la anterior. La diferencia importante que se aprecia en los resultados de las estimaciones se refiere al hecho de que el coeficiente de la variable sindical (CCOO) es significativo para un intervalo de confianza del 95 por 100, de esta manera se pone de relieve, claramente, el com-

portamiento atípico de la variable sindical, en este caso representada por CCOO, ya que el coeficiente estimado presenta signo negativo. De nuevo la introducción de la variable VARE no afecta al signo del coeficiente de la variable CCOO pero sí reduce su valor hasta el punto de dejar de ser significativo. Esto no ocurre con la introducción de PTEEP, aunque ésta no llega a ser significativa. Puesto que UGT y CCOO constituyen los dos sindicatos mayoritarios a nivel del Estado español y aunque con raíces ideológicas diferentes, si bien no muy dispares, parece apropiado tomar como una medida de la variable sindical la consideración conjunta de ambos. En cualquier caso, para respaldar esta decisión, se puede estimar una ecuación donde las variables explicativas, además de I CUAL sean UGT y CCOO y posteriormente someter a prueba la hipótesis de igualdad de los coeficientes de una y otra. La estimación resultante es:

CONST.	UGT	CCOO	I. CUAL.	R ²	F	GL
13,9	-0,0025 (-1,60)	-0,0013 (-2,16)	0,1396 (7,78)	0,52	35,36	0,56

El test de la F alcanza un valor empírico de 0.062 lo cual, teniendo en cuenta que la F teórica es superior, implica que ambos coeficientes no son significativamente distintos y, en consecuencia, se puede utilizar la suma de UGT y CCOO como variable sindical en un sentido más amplio, y al mismo tiempo, más apropiado a los fines que se persiguen en este trabajo.

El Cuadro I.3 recoge los resultados de contrastar la ecuación de salario con la variable sindical PRS, que es la suma de UGT y CCOO. Se han considerado tres especificaciones alternativas sobre la base de conservar como variables independientes PRS e I CUAL, y añadiendo las variables VARE y PTEEP en las ecuaciones 2 y 3 respectivamente, y las variables ficticias en la ecuación número 1. En esta ecuación con variables ficticias (que no son significativas) la variable sindical representada por PRS tiene un coeficiente con signo negativo y su valor es significativo al nivel de significación del 5 por 100. Esto mismo ocurre cuando se suprimen las variables ficticias y se introduce la variable % TRP que no llega a ser significativa (ecuación número 3). En cambio, cuando se introduce la variable VARE, cuyo coeficiente estimado altamente significativo implica una relación positiva con la variable explicada, el coeficiente de la variable PRS deja de ser significativo aunque, como en los casos anteriores, el signo sigue siendo negativo.

Hay dos cuestiones que interesa recalcar: 1) que el signo de la relación que liga a la variable sindical (UGT, CCOO o PRS) es siempre negativo y 2) que el valor del coeficiente de dicha variable sindical no es significativo en todos los casos que se han contemplado.

Puesto que la muestra que se está utilizando ofrece datos de la composición de la mesa de negociación por sectores y que en dicha mesa de negociación no solamente están representados los trabajadores a través de UGT y CCOO, sino también por otras formas de representación importantes cuantitativamente, como son Independientes, No Afiliados y Otros, se puede definir la variable sindical (en el sentido amplio que se está utilizando) en términos de estas formas alternativas.

En el Cuadro I.4 se reflejan los resultados de las estimaciones. Las variables explicativas son la variable sindical y el índice de cualificación en todas las regresiones y ambas con la medida del valor añadido real en una especificación más amplia.

La consideración de la variable sindical INDEP en las ecuaciones 1 y 2 resulta con signo positivo en ambas y el valor del coeficiente es significativo al nivel del 5 por 100 en la ecuación 1 y del 10 por 100 en la ecuación 2; dicha reducción en la significatividad del coeficiente se debe a la introducción de la variable VARE. Por su parte la variable sindical Otros también resulta con un coeficiente positivo y significativo al nivel del 5 por 100 (o inferior), en ambas regresiones, con y sin la variable VARE (ecuaciones números 3 y 4).

La consideración conjunta de Independientes y Otros en una misma ecuación y la verificación de la hipótesis de igualdad de ambos coeficientes permite considerar la suma de ambas como una nueva definición de la variable sindical, aunque en este caso no sea tan clara como cuando se procedió de la misma manera con UGT y CCOO.

El resultado de la estimación sobre la que se ha aplicado el test de restricciones lineales para verificar la igualdad de los coeficientes de IND y Otros es:

CONST.	IND.	OTROS	I. CUAL.	R ²	F	GL
12,83	0,0031 (2,32)	0,0048 (4,29)	0,1406 (8,99)	0,59	45,59	2,06

La ecuación número 5 del Cuadro I.4 refleja los valores estimados de los coeficientes de las variables INOT e I CUAL, ambos positivos y altamente significativos. Cuando se introduce la variable VARE (ecuación número 6) los tres coefi-

CUADRO I.4

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN LA MASA SALARIAL BRUTA REAL POR EMPLEADO
Variable dependiente: Logaritmo de la masa salarial bruta real por empleado

EQUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS									R ²	F	GL	
	CONST.	IND	OTROS	INOT	N. AFIL.	I. CUAL.	VARE	F ₂	F ₃				F ₄
1	12,82	0,0024** (1,60)				0,1519* (8,97)		0,006 (0,11)	0,021 (0,37)	-0,031 (-0,56)	0,52	20,06	2,71
2	12,76	0,0019** (1,57)				0,1384* (9,74)	0,00005* (6,40)				0,66	61,46	3,76
3	12,80		0,0045* (3,89)			0,1510* (9,86)					0,56	62,81	0,78
4	12,75		0,0033* (3,26)			0,1395* (10,52)	0,00005* (6,02)				0,68	69,18	0,89
5	12,84			0,0041* (4,51)		0,1388* (8,94)					0,58	67,91	0,74
6	12,78			0,0031* (3,85)		0,1305* (9,73)	0,00004* (5,96)				0,70	73,19	1,47
7	12,76				-0,0031* (-2,24)	0,1686* (10,27)					0,52	52,75	1,91
8	12,71				-0,0033* (-2,89)	0,1537* (11,20)	0,00005* (6,81)				0,68	67,08	0,97

NOTAS:

a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la t de Student. Los símbolos * y ** indican que el parámetro es estadísticamente significativo a los niveles del 5 y el 10 por 100 respectivamente.

b) Los tres valores que siguen a cada ecuación corresponden al coeficiente de determinación, la F del modelo y el test de Glejser

c) La constante es siempre significativa, por eso se omite el valor de la t.

cientes resultan positivos y mantienen una alta significatividad, mejorando tanto el poder explicativo del modelo ($R^2 = 0.69$) con el grado de significación global del mismo ($F = 73.19$).

En las ecuaciones 7 y 8 del mismo Cuadro al que se está haciendo referencia se recogen los valores estimados de los coeficientes de N AFL e I CUAL y estas dos variables más VARE respectivamente. Hay que destacar que el valor del coeficiente de la variable N AFL resulta con signo negativo y es significativo al nivel de significación de 5 por 100 en ambas ecuaciones. Por lo demás, tanto el coeficiente de determinación como la F del modelo permiten calificarlo de bastante bueno.

Problemas estadísticos

Los problemas estadísticos que cabe esperar de un estudio de estas características son los derivados del comportamiento de los residuos (autocorrelación y heterocedasticidad) y los que surgen como consecuencia de la correlación entre las variables explicativas (multicolinealidad).

La correlación de los residuos se suele dar en el caso de datos de series temporales, aunque si

dicha correlación residual se debe a la omisión de variables relevantes, tal problema puede ocurrir también cuando se utilizan datos de corte transversal. En el presente estudio los datos que se están utilizando resultan de un planteamiento temporal y sectorial de la muestra, y se han ordenado situando dentro de cada año la información relativa a los 25 sectores. Por esta razón no cabe pensar en una correlación de los residuos por la dimensión temporal, pues los valores de la observación de un mismo sector distan entre sí 25 observaciones y, por tanto, la autocorrelación por la dimensión temporal tendría que ser de orden 25. Este hecho, unido a los pocos años de la muestra, aconseja descartar la ocurrencia de este problema estadístico desde la consideración del componente temporal de los datos que se utilizan.

En cuanto a la heterocedasticidad se ha empleado el test de GLEJSER para detectarla⁷. Como se puede comprobar en los cuadros de resultados, sólo en la ecuación número 2 del Cuadro I.4 se ha observado un problema de hetero-

⁷ En WHITE (1980) se plantea un test para detectar la heterocedasticidad que tiene ciertas ventajas sobre el test de GLEJSER (1969), pero aquí se ha considerado éste suficientemente válido.

cedasticidad que se reduce introduciendo variables ficticias sin que se produzcan cambios sustanciales en los resultados de la estimación (ecuación 1).

En lo concerniente a los aspectos relacionados con la multicolinealidad, como se sabe, su presencia conlleva la dificultad de desligar los efectos individuales de las variables independientes sobre la variable explicada. En este caso de combinación de datos de corte trasversal con series temporales se hace muy poco probable la aparición del problema de la multicolinealidad; por esta razón no se ha utilizado ningún test específico para detectarlo. En cualquier caso se van a hacer, a continuación, algunos comentarios basados en la información que ofrece la matriz de correlaciones. Las correlaciones más altas existentes entre dos variables explicativas de todos los modelos que se han estimado hasta ahora son las siguientes:

PRS - I CUAL:	$r = -0.46$
PTEEP - VARE:	$r = -0.42$
PTEEP - I CUAL:	$r = -0.40$
PRS - I CUAL:	$r = -0.35$
CCOO - I CUAL:	$r = -0.32$
INOT - I CUAL:	$r = 0.29$
CCOO - VARE:	$r = -0.28$
UGT - I CUAL:	$r = -0.28$
PRS - PTEEP:	$r = 0.27$
INOT - VARE:	$r = 0.25$

Como se puede observar, los coeficientes de correlación parcial de las variables explicativas son todos inferiores a 0.5 y aconsejan tomar con precaución la introducción de la variable PTEEP junto a I CUAL y VARE, pues el valor del determinante de la matriz de correlaciones parciales estará más cerca de cero que de la unidad.

Resultados de las estimaciones para el crecimiento salarial

Este apartado completa el estudio en el cual se exponen los resultados de las estimaciones de la relación existente entre la variable sindical y las retribuciones salariales en España según la encuesta que se está utilizando. Ahora se trata de cuantificar la incidencia de dicha variable sindical sobre el porcentaje de crecimiento salarial pactado por sectores. De esta forma, se añade una evidencia empírica que está estrechamente ligada a la que se ha obtenido anteriormente, y permite, por tanto, profundizar en el tipo de relación de

la variable sindical con las retribuciones salariales.

En el Cuadro II.1 se recogen los resultados de las estimaciones de las ecuaciones que contienen la variable sindical definida alternativamente como UGT y CCOO.

En la ecuación número 1 el valor del coeficiente estimado de la variable UGT resulta con signo negativo y significativo al nivel del 5 por 100. Por su parte la variable PENC está relacionada, según la estimación, positiva y significativamente con el porcentaje de crecimiento salarial pactado en términos nominales a lo largo de los cuatro años. En esta misma ecuación se contrasta el cambio en la intersección y resulta que en el año 1982 hay una reducción significativa respecto al año 1981; también hay una reducción no significativa en el año 1983 respecto al año 1981 y finalmente, la reducción en la constante del año 1984 respecto al año 1981 es altamente significativa. Esto mismo ocurre en la estimación de la ecuación 3 donde se omite PENC y se introduce la variable PTEEP cuyo coeficiente estimado resulta con signo negativo y fuertemente significativo.

En la ecuación número 3 la introducción de la variable PTEEP conjuntamente con PENC convierte a ésta en no significativa, mientras que la variable sindical (UGT) sigue siéndolo y el valor estimado de su coeficiente mantiene el signo negativo.

El cambio estructural en la constante requiere algunos comentarios. Puesto que el coeficiente de F_1 es $\alpha_i - \alpha_1$, siendo α_1 el coeficiente de F_1 y el subíndice es $i = 2, 3, 4$ (esta variable ficticia toma valores igual a la unidad para el año 1981 y cero para todos los demás), la diferencia $\alpha_i - \alpha_1$ está indicando cómo varía la constante para los años 1982, 1983 y 1984 respecto a la constante en el año 1981.

En la ecuación número 2 del Cuadro II.1 se puede comprobar que el coeficiente de la variable UGT no permanece invariable a lo largo de los cuatro años del período de la muestra, siendo esa variación significativa en los años 1982 y 1984, es decir, la relación negativa entre la variable dependiente y la variable sindical UGT es clara y fuerte en los años 1982 y 1983 pero no tanto en los otros años en los que el coeficiente de UGT es prácticamente nulo. En cualquier caso, la relación negativa para los años 1982 y 1984 hace significativa la relación (negativa) para los cuatro años.

En las ecuaciones 5 y 6 del Cuadro II.1 se puede observar cómo la relación entre la variable de-

CUADRO II.1

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN EL CRECIMIENTO SALARIAL PACTADO
Variable dependiente: Crecimiento salarial nominal pactado sin deslizamiento

ECUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS												R ²	F	GL
	CONST.	UGT	CCOO	PENC	PTEEP	F ₂	F ₃	F ₄	F ₂ UGT	F ₃ UGT	F ₄ UGT				
1	13,02	-0,0310* (-2,47)		0,0685* (2,25)		-1,37* (-2,87)	-0,48 (-1,00)	-4,56* (-9,43)					0,58	26,05	2,94
2	11,46	0,0133 (0,57)		0,0657* (1,95)					-0,0352* (-2,18)	-0,0109 (-0,68)	-0,1198* (-7,44)		0,49	18,23	1,99
3	13,76	-0,0190* (-1,76)			-0,0206* (-5,80)	-1,50* (-3,56)	-0,51 (-1,22)	-4,68* (-11,08)					0,67	38,98	2,63
4	13,76	-0,0206* (-1,83)		0,0149 (0,52)	-0,0200* (-5,21)	-1,48* (-3,51)	-0,50 (-1,18)	-4,64* (-10,84)					0,60	32,27	2,35
5	12,33		-0,0052 (-0,48)	0,0487** (1,57)		-1,46* (-2,98)	-0,61 (-1,24)	-4,71* (-9,52)					0,51	23,41	1,48
6	13,01		0,0092 (0,94)		-0,0222* (-5,92)	-1,57* (-3,69)	-0,59 (-1,39)	-4,77* (-11,21)					0,67	37,66	1,38

NOTAS:

- a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la t de Student. Los símbolos * y ** indican que el parámetro es estadísticamente significativo a los niveles del 5 y el 10 por 100, respectivamente.
- b) Los tres valores que siguen a cada ecuación corresponden al coeficiente de determinación, la F del modelo y el test de Glejser.
- c) La constante es siempre significativa, por eso se omite el valor de la t.

CUADRO II.2

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN EL CRECIMIENTO SALARIAL PACTADO
Variable dependiente: Crecimiento salarial real pactado

ECUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS												R ²	F	GL
	CONST.	UGT	PENC	PTEEP	F ₂	F ₃	F ₄	F ₂ UGT	F ₃ UGT	F ₄ UGT					
1	-2,77	-0,0310* (-2,47)	0,0685* (2,25)		-0,47 (-0,99)	0,62 (1,29)	-1,26* (-2,61)						0,23	5,64	2,94
2	-2,75	-0,0263** (-1,59)	0,0683 (2,20)					-0,0089 (-0,60)	0,0210** (1,43)	-0,0304** (-2,06)			0,21	5,11	2,83
3	-1,74	-0,0190** (-1,76)		-0,0206* (-5,80)	-0,60** (-1,42)	0,59** (1,39)	-1,38* (-3,26)						0,40	12,69	2,63
4	-1,74	-0,0206* (-1,83)	0,0149 (0,52)	-0,0199* (-5,21)	-0,59** (-1,38)	0,60 (1,41)	-1,34* (-3,13)						0,40	10,54	2,35

NOTAS:

- a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la t de Student. Los símbolos * y ** indican que el parámetro es estadísticamente significativo a los niveles del 5 y el 10 por 100, respectivamente.
- b) Los tres valores que siguen a cada ecuación corresponden al coeficiente de determinación, la F del modelo y el test de Glejser.
- c) La constante es siempre significativa, por eso se omite el valor de la t.

pendiente y la variable sindical CCOO no es significativa (como media del período).

En este punto hay que decir que la existencia de multicolinealidad entre las variables ficticias y los términos de interacción, desaconseja la comprobación de cambios en la constante y en el coeficiente de la variable sindical en el tiempo, mediante la introducción de unas y otras en la mis-

ma ecuación simultáneamente, pues no se verificarán cambios significativos, los cuales sí se verifican haciendo la comprobación separadamente. Por otra parte, puesto que ni el R² ni la F del modelo mejoran con la estimación de una ecuación con variables ficticias y términos de interacción, ello sugiere que el cambio estructural lo recoge globalmente las variables ficticias. Es por

CUADRO II.3

ESTIMACION: INFLUENCIA DE LA VARIABLE SINDICAL EN EL CRECIMIENTO SALARIAL PACTADO

Variable dependiente: Crecimiento salarial nominal pactado sin deslizamiento

ECUAC. NUM.	VARIABLES EXPLICATIVAS									R ²	F	GL
	CONST.	IND.	N. AFL.	OTROS	PENC	PTEEP	F ₂	F ₃	F ₄			
1	11,81	0,0273* (2,15)			0,0601* (1,99)		-1,43* (-2,98)	-0,55 (-1,15)	-4,56* (-9,32)	0,57	25,39	1,08
2	13,16	0,0050 (0,41)			0,0036 (0,12)	-0,0205* (-4,99)	-1,54* (-3,59)	-0,58** (-1,34)	-4,72* (-10,78)	0,66	30,70	0,66
3	11,68		0,0453* (3,95)		0,0467** (1,65)		-1,40* (-3,08)	-0,50 (-1,10)	-4,69* (-10,22)	0,62	30,32	2,39
4	12,75		0,0353* (3,40)		0,0026 (0,10)	-0,0188* (-5,11)	-1,49* (-3,68)	-0,50 (-1,24)	-4,72* (-11,59)	0,72	36,38	1,26
5	13,47			-0,0218* (-2,34)		-0,0211* (-6,03)	-1,59* (-3,83)	-0,55** (-1,32)	-4,72* (-11,37)	0,68	40,41	0,66

NOTAS:

a) El paréntesis debajo del coeficiente estimado contiene el valor de la t de Student. Los símbolos * y ** indican que el parámetro es estadísticamente significativo a los niveles del 5 y el 10 por 100, respectivamente.

b) Los tres valores que siguen a cada ecuación corresponden al coeficiente de determinación, la F del modelo y el test de Glejser.

c) La constante es siempre significativa, por eso se omite la t.

eso por lo que cuando las variables ficticias y los términos de interacción son significativos en el caso en que no se consideran conjuntamente, se opta por una especificación con variables ficticias.

El Cuadro II.2 recoge las estimaciones tomando como variable explicada el porcentaje de crecimiento salarial pactado en términos reales. Las novedades respecto a las estimaciones del Cuadro II.1 se pueden resumir en el hecho de que ahora tanto los cambios en la constante como los cambios en el coeficiente de UGT sólo son estadísticamente significativos para el año 1984. Teniendo en cuenta que $\alpha_i - \alpha_1 < 0$ para $i = 4$, y que $\alpha_1 < 0$, esto implica que $\alpha_4 > \alpha_1$, donde las barras indican valor absoluto. De la misma manera, puesto que $\beta_1 < 0$ y que $\beta_i - \beta_1 < 0$ para $i = 4$, esto quiere decir que $\beta_4 < 0$ y que $\beta_4 > \beta_1$.

Obsérvese que la estimación, tomando como variable dependiente el crecimiento salarial real pactado (con variables ficticias), arroja los mismos coeficientes para la variable UGT que cuando se estimó siendo la variable explicada la misma en términos nominales. Además que la significatividad del coeficiente negativo de F₄ (año 1984), puesto que el crecimiento está dado en términos reales, hay que achacarla a la pérdida de poder adquisitivo.

Para la definición de la variable sindical como IND, N AFL, y Otros resultan las estimaciones que se reflejan en el Cuadro II.3 cuya variable dependiente es el crecimiento salarial nominal.

Lo que habría que destacar de estas estimaciones es la influencia positiva y significativa —al nivel del 5 por 100— de la variable IND sobre el crecimiento salarial nominal, (ecuación número 1); sin embargo, cuando se introduce la variable PTEEP tanto la variable sindical (IND) como la variable PENC dejan de ser significativas para serlo aquella otra que se ha introducido (ecuación número 2). Por otra parte, hay que resaltar el valor positivo y fuertemente significativo del coeficiente de la variable sindical N AFL para las dos especificaciones del modelo (ecuaciones números 3 y 4 del Cuadro II.3).

Conclusiones

En este trabajo se ha intentado, en la medida que la información estadística lo permite, contrastar la influencia de la variable sindical sobre la Masa Salarial Bruta Real por Empleado y el crecimiento salarial pactado en convenios colectivos (en términos monetarios y reales). Con ello se ha tratado de aplicar el marco conceptual en el que se desarrolla la teoría microeconómica del comportamiento de los sindicatos al caso español, tomando como referencia, al mismo tiempo, los estudios empíricos que se han realizado para otros países siguiendo el mismo esquema teórico. Si bien la metodología —a partir de unos datos que no se ajustan convenientemente a la que correspondería en estrecha fidelidad con el mar-

co teórico⁸— se aleja de la metodología tradicional de las estimaciones de la influencia de los sindicatos, como aproximación econométrica a la realidad de la negociación colectiva en España se puede considerar suficientemente válida y reveladora.

Los resultados en las estimaciones del modelo del salario real por empleado respecto a la variable sindical UGT y CCOO requiere matizaciones. Una información que puede ayudar a explicar estos resultados la ofrece los coeficientes de correlación parcial entre los porcentajes respectivos de representantes en la mesa de negociación y las tres variables que se han considerado explicativas de los niveles de remuneración salarial, siendo estas variables I CUAL, VARE y PTEEP. En el siguiente Cuadro se presentan dichos coeficientes de correlación parcial:

	I. CUAL.	VARE	PTEEP
UGT	-0,28	-0,17	0,11
CCOO	-0,32	-0,28	0,24

Como se puede comprobar, en los sectores donde predominan los representantes de UGT y CCOO en la mesa de negociación, el índice de cualificación y el valor añadido son más bajos, mientras que el porcentaje de trabajadores ocupados en empresas con pérdidas correspondientes a dichos sectores es más alto. Esto significa que los sectores donde los dos sindicatos mayoritarios tienen una mayor implantación padecen una situación económica que se podría calificar de menos dinámica que el resto de la economía. Las razones de por qué esto es así habría que buscarlas en las estructuras productivas y financieras de las empresas encuadradas en esas industrias, que probablemente viven procesos de reconversión.

En cuanto a la incidencia sobre el porcentaje de crecimiento salarial pactado, los resultados que se han obtenido hay que entenderlos en el contexto de la negociación global y de concertación prevalente en el período del estudio, donde la moderación salarial ha marcado la acción de los sindicatos. La central que ha demostrado tener una disposición más abierta a los acuerdos bipartitos (sindicatos y patronal) y a tres partes (participación además, del Gobierno) no ha sido UGT. De ahí que la influencia de esta variable sobre el crecimiento pactado, según la

muestra, sea significativamente negativa en el período.

Este estudio empírico para la economía española, que se ha realizado siguiendo el esquema teórico que ofrece la teoría de los sindicatos y su incidencia en algunas variables económicas, arroja resultados que no son los esperados desde el punto de vista de la teoría y los obtenidos para EEUU y Reino Unido. Sin embargo, dichos resultados son coherentes con el clima de concertación que ha envuelto la negociación colectiva en el período estudiado. Dicha concertación, establecida en aras de la política de rentas, ha exigido una importante dosis de moderación salarial, y ha implicado la aceptación por parte de los trabajadores de pérdida del poder adquisitivo. Además hay que entenderla en el contexto de crisis económica y transición política que caracteriza las relaciones socioeconómicas en los últimos años.

Un sentido claro de las limitaciones que se han subrayado, conlleva asumir el carácter provisional de los resultados obtenidos y precaución en las conclusiones que se pueden derivar de los mismos. Sin embargo parece confirmarse el éxito de la política de concertación. Lo cual, teniendo en cuenta sobre todo la crisis económica que vive la economía española, puede significar que los sindicatos —en especial UGT— han asumido la situación prestando su colaboración para combatir el gran problema del paro.

Lo que no revela este trabajo es en qué medida ese sacrificio de los trabajadores se transforma en un aumento de los puestos de trabajo. No obstante, en este sentido, la introducción de la variable PENC (creación neta de puestos de trabajo) en la ecuación explicativa de los incrementos salariales pactados, estaba dirigida a recoger si en los sectores donde se había creado más empleo, el incremento salarial había sido menor. La relación positiva de PENC por la variable explicada no permite afirmar tal cosa. Por otra parte, la evolución creciente de las tasas de paro tampoco señalan que se esté cumpliendo el objetivo de reducción del desempleo, que es el que preside la política de concertación y le da sentido. En cualquier caso quizá es pronto para que ello ocurra, pues la secuencia moderación salarial —aumento del excedente y de la inversión— aumento del empleo, en el supuesto de que sea cierta, necesita un tiempo para que se haga efectiva.

Las relaciones empíricas obtenidas en este estudio también indican que existen diferencias en cuanto a las retribuciones salariales respecto a ambas centrales sindicales, tanto en el nivel como

⁸ Este mismo problema lo tienen los estudios empíricos para Francia. Véase al respecto JENNY y WEBER (1975) y HENNART (1983).

en el crecimiento pactado, pero de forma significativa en relación a los incrementos salariales pactados. En este sentido, se pone en evidencia la participación más clara y abierta de UGT en la política de rentas salariales, pues ha tenido un fuerte protagonismo en los diversos acuerdos a dos y tres bandas firmados en los últimos cinco años.

Un dato importante que hay que resaltar es que el estudio demuestra que en el año 1984, en el cual no hubo acuerdo, la concertación —reflejada en la pérdida del poder adquisitivo de las rentas salariales— también fue efectiva. Ello es así puesto que cuando se toma el crecimiento salarial real, la variable ficticia referida al año 1984, que mide el cambio en la constante de dicho año respecto a la de 1981 que se tomó como base del Índice de Precios al Consumo, resultó significativa y con signo negativo; esto mismo sucede con el coeficiente del término de reacción para ese mismo año respecto a la variable UGT.

Algo que también se pone claramente de manifiesto en el estudio econométrico que se ha realizado sobre la negociación colectiva en España es que la variable sindical definida como IND (porcentaje de representantes en la mesa de negociación correspondiente a la denominación Independientes de la encuesta), tiene una influencia positiva y significativa tanto en la remuneración por empleado como en el crecimiento salarial pactado en cada sector. Este es un dato importante que requeriría un estudio pormenorizado

del tipo de sindicatos que se engloba bajo esta denominación, y de la estrategia sindical que rige sus actuaciones negociadoras. En cualquier caso el hecho de que no participen en los acuerdos a nivel del Estado puede ser, en alguna medida, explicativo de sus conquistas salariales; además se ha de tener en cuenta las características propias de los sectores en los que tiene mayor implantación, sobre cuyo particular ya se hicieron algunos comentarios.

En resumen, hay que decir que el estudio empírico que se ha realizado para la economía española, constituye una *aproximación* al análisis económico de los sindicatos que inicia la búsqueda de relaciones econométricas en la negociación colectiva en nuestro país, donde, como se ha demostrado en los últimos años, las relaciones laborales centran la atención de forma preferente. Pues es el conocimiento profundo de las mismas el que aporta luz sobre aspectos fundamentales del análisis del mercado de trabajo.

Para profundizar en el estudio de todos los aspectos que están imbricados en la negociación colectiva, se requiere una información estadística adecuada a los fines específicos. De esta forma se irá llenando el vacío existente en la actualidad. En este sentido la misma encuesta del Ministerio de Economía que se ha utilizado aquí es susceptible de mejora y puede ser ampliada en algunos aspectos importantes, sobre todo en lo relativo a la información sobre la evolución de la productividad.

Bibliografía

- BALESTRA, P., y NERLOVE, M. (1966): «Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas», *Econometrica*, volumen 34, número 3, páginas 585-612.
- CHANG, H., y LEE, C. O. (1977): «Using Pooled Time Series and Cross-Section Data to Test the Firm Effect in Financial Analysis», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, septiembre, páginas 457-471.
- DUNLOP, J. T. (1944): *Wage Determination Under Trade Unions*; Augustus M. Kelly. Publishers, New York, 1966.
- DURAN LOPEZ, F. (1981): «Sindicatos y crisis económica», *Revista Española de Derecho del Trabajo*, número 8, octubre-diciembre, páginas 429-441.
- ESPINA, A. (1984): «La contribución de los salarios al ajuste de la economía española (1977-1982)», *Información Comercial Española*, marzo, páginas 29-39.
- ESTEBAN ROMERO, A. (1979): «Contratación colectiva de trabajo», *Boletín de Estudios Económicos*, volumen 34, número 106.
- FREEDMAN, A. (1982): «A Fundamental Change in Wage Bargaining», *Challenge*, julio-agosto, páginas 14-17.
- GARCIA DE BLAS, A., y RUESGA BENITO, S. M. (1985): «Crisis económica y mercado de trabajo en España (1975-1984)», *Información Comercial Española*, enero-febrero, páginas 221-235.
- GLEJSER, H. (1969): «A New Test for Heteroscedasticity», *Journal of American Statistical Association*, volumen 64, páginas 316-323.
- GUEZZI, G. (1981): «El Derecho del trabajo en la crisis económica», contenido en *El Estatuto de los Trabajadores*, Edersa, Madrid.
- HENNART, J. F. (1983): «The Relative Wage Effect of French Unions», contenido en *The Economic of Trade Unions. New Directions*, J. J. Rosa (Ed.) Kluwer Nijhoff Publishing.
- HIRSCH, B. T., y ADDISON, J. T. (1986): *The Economic Analysis of Unions. New Approches and Evidence*, Allen & Unwin, London.
- HOCH, I. (1962): «Estimation of Production Function Parameters Combining Time-Series and Cross-Section Data», *Econometrica*, volumen 30, número 1, páginas 34-53.

- JENNY, F., y WEBER, A. P. (1975): «Concentration, syndicalisation et rémunération salariale dans l'industrie manufacturière française», *Revue Economique*, volumen 16, número 4, páginas 622-654. Existe traducción al castellano en *Revista Española de Economía*, julio-septiembre, 1980, páginas 139-173.
- JOHNSTON, J. (1984): *Econometric Method*, McGraw Hill.
- JUDGE, G. G.; CARTER HILL, R., LUTKEPHL, H., y LEE, T. C. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and sons, New York.
- LEWIS, H. G. (1963): *Unionism and Relative Wage in the United States*, University of Chicago Press, 1973.
- LEWIS, H. G. (1986): *Union Relative Wage Effects. A Survey*, University of Chicago Press.
- MALO DE MOLINA, J. L. (1983): «El impacto del cambio institucional en el mercado de trabajo durante la crisis», *Papeles de Economía*, número 15, páginas 239-257.
- MALO DE MOLINA, J. L. (1984): «Distorsión y ajuste del mercado de trabajo español», *Papeles de Economía*, número 21, páginas 214-135.
- PARSLEY, V. J. (1980): «Labor Union Effects on Wage Gains: A Survey of Recent Literature», *Journal of Economic Literature*, volumen 18, número 1, páginas 1-31.
- PEREZ DIAZ, V. (1979): *Clase Obrera, Partidos y Sindicatos*, Fundación del Instituto Nacional de Industria, Madrid.
- PEREZ DIAZ, V. (1980): *Clase Obrera, Orden Social y Conciencia de Clase*, Fundación del Instituto Nacional de Industria, Madrid.
- PIORE, M. J. (1982): «American Labor and the Industrial Crisis», *Challenge*, marzo-abril, páginas 5-11.
- RODRIGUEZ PINERO, M. (1977): «El sindicato, lo sindical y las nuevas estructuras sindicales», contenido en *Sindicatos y Relaciones Colectivas de Trabajo*, Ilustre Colegio de Abogados de Murcia.
- ROJO TORRECILLA, E. (1982): «El sindicalismo en la década de los ochenta», *Revista de Trabajo*, números 67-68, páginas 215-239.
- ROMAGNOLI, V. (1981): «El sindicalismo y la crisis económica», contenido en *El Estatuto de los Trabajadores*, Edersa, Madrid.
- ROSS, A. M. (1948): *Trade Union Wage Policy*, University of California Press.
- SAGARDOY BENGOCHEA, J. A. (1983): «La estructura de la negociación colectiva antes y después del Estatuto de los Trabajadores», *Revista Española de Derecho del Trabajo*, número 16, páginas 503-519.
- SERRANO A., y MALO DE MOLINA, J. L. (1979): *Salarios y Mercado de Trabajo en España*, H. Blume, Madrid.
- WALLACE, T. D., y HUSSAIN, A. (1969): «The Use of Error Components Models in Combining Cross Section with Time Series Data», *Econometrica*, volumen 37, número 1, páginas 55-68.
- WHITE, H. (1980): «A Heteros-Theasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteros-Theasticity», *Econometrica*, volumen 48, número 4, páginas 817-838.