

Capítulo 7

DIFERENCIAS DE COSTE LABORAL EN LA INDUSTRIA: UN MODELO EMPIRICO Y SU APLICACION A LAS MANUFACTURAS ESPAÑOLAS (*)

Jordi Jaumandreu (**)

Ester Martínez (***)

I. INTRODUCCION

La presencia de diferencias salariales (y, más generalmente, de coste laboral) persistentes entre trabajadores y empresas, difícilmente explicables por las características heterogéneas de los trabajadores y de los puestos de trabajo, es un hecho empíricamente documentado que ha atraído una atención creciente. Por una parte, estos diferenciales de coste ponen en cuestión el papel de las fuerzas competitivas en la determinación de los salarios y costes laborales, y constituyen una de las razones que han impulsado la formulación y desarrollo de teorías alternativas. De otra parte, el contraste de la existencia y la valoración de estos diferenciales ha sido el objeto de numerosos trabajos empíricos. Por ejemplo, Krueger y Summers (1988) es un trabajo importante que pone de manifiesto su presencia por industrias, Brown y Medoff

(*) Este trabajo, realizado en el Programa de Investigaciones Económicas de la FEP, ha contado con financiación de los fondos para estudios sobre el mercado de trabajo del Banco de España. Los autores agradecen los comentarios recibidos por parte de los miembros del Comité de Evaluación y, en particular, de Samuel Bentolila; al igual que los comentarios de Javier Andrés, Joaquín Lorences, Costas Meghir, Julio Segura y Sara de la Rica, el apoyo y sugerencias de los miembros del PIE y la ayuda recibida de Manuel Arellano y Juan Francisco Jimeno.

(**) Fundación Empresa Pública.

(***) UNED y Fundación Empresa Pública.

(1989) por tamaños de empresas: Layard, Nickell y Jackman (1991) y Groshen (1991), repasan detalladamente y valoran éstas y muchas otras evidencias. Andrés y García (1991) realizaron un estudio para España, en la línea del primero de los citados, con datos de individuos procedentes de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo. Además, la investigación se está desplazando poco a poco hacia contrastes más directos del origen de estas diferencias.

El objeto fundamental de este trabajo es contrastar la existencia de estas diferencias de coste en las manufacturas españolas, así como proporcionar una cuantificación de las mismas. Esto se lleva a cabo examinando su presencia por actividades y tamaños de las empresas. Además, este trabajo también realiza una primera incursión exploratoria en el terreno, más complejo, de los posibles determinantes de estas diferencias.

La perspectiva adoptada es parcialmente inédita, y la metodología utilizada novedosa. La mayoría de trabajos de esta tradición han sido realizados con datos sobre individuos (sus ganancias salariales, datos demográficos, cualificación y experiencia, sector de actividad...) y sólo algunos han estudiado datos de establecimientos. En este trabajo la unidad básica de referencia es la empresa, que es donde las teorías de determinación de estas diferencias de coste tienden a situar su origen (rentas derivadas del poder de mercado y pago de salarios de eficiencia). Al mismo tiempo, es donde la atribución de las diferencias a las cualidades inobservables de los trabajadores (ability) pierde fuerza, puesto que esta explicación necesita fundamentar porqué los empresarios están interesados en segregar la fuerza de trabajo por empresas según sus cualidades inobservables y como lo consiguen.

La muestra está constituida por un corte transversal referido a 1990, formado por unas 2000 empresas, que poseen una representatividad conocida de las manufacturas españolas, y que proviene de la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE)¹. Tomando el coste horario por empresa como variable dependiente, se justifica y desarrolla un modelo econométrico capaz de controlar el impacto sobre este coste de la heterogeneidad del trabajo empleado y los atributos de los puestos de trabajo ofrecidos, para estimar simultáneamente en forma consistente un conjunto de efectos de grupo escasamente especificados. El modelo resultante puede considerarse una variante del modelo tradicional de efectos fijos, en este caso efectos de grupos de empresas. Se estima utilizando métodos robustos a la presencia de heterocedasticidad, y se emplean técnicas de variables instrumentales para obtener la consistencia de las estimaciones.

El resto de este trabajo está organizado como sigue. El segundo apartado explica el modelo y discute los aspectos econométricos. El tercero introduce las variables uti-

¹ Trabajo en marcha de recopilación de datos de panel para un conjunto de empresas representativas de las manufacturas españolas, financiado por el Ministerio de Industria, y diseñado y ejecutado por el Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública.

lizadas y la especificación de los efectos. El cuarto apartado presenta los resultados obtenidos y los comenta y, finalmente, en el quinto se establecen las principales conclusiones.

II. UN MODELO PARA LA HETEROGENEIDAD POR EMPRESAS DE LOS COSTES LABORALES

En el modelo competitivo de las "diferencias compensadoras", en el mercado de trabajo se llevan a cabo simultáneamente dos tipos de transacciones: la venta por los trabajadores (adquisición por las empresas) de servicios del trabajo de unas características determinadas, y la venta por las empresas (adquisición por los trabajadores) de un conjunto de atributos que caracterizan los puestos de trabajo (véase Rosen (1986)). Los salarios, y de forma más general los costes laborales², constituyen el sistema de precios que equilibra simultáneamente ambas transacciones, ajustando ordenadamente trabajadores y puestos de trabajo heterogéneos. De esta forma, la distribución observada de costes laborales debería simplemente reflejar, excepto por fenómenos de desequilibrio transitorio, las diferencias compensadoras necesarias para igualar el conjunto de ventajas monetarias y no monetarias entre trabajadores, empresas y actividades³.

Sin embargo, la evidencia empírica ha puesto repetidamente de manifiesto la existencia de diferencias persistentes de salarios y costes laborales difícilmente explicables en el marco de este modelo (véase, por ejemplo, la evidencia revisada en Layard, Nickell y Jackman (1991)). Por otra parte, los modelos recientes de determinación de salarios y costes, como los de negociación salarial entre empresas con poder de mercado y trabajadores organizados sindicalmente, o los de salarios de eficiencia, en que las empresas encuentran razones para pugnar por mantener salarios más elevados que los de sus competidores, poseen una característica común: los costes laborales dejan de ser el sistema de precios que simplemente equilibra el mercado de trabajo. Así, estos modelos proporcionan un fundamento para hallar diferencias adicionales de coste a las que predice el modelo competitivo. Además, presentan como característica común a la empresa como la unidad básica donde se originan estas diferencias, que están relacionadas de una u otra forma con su comportamiento optimizador.

El modelo que se desarrolla a continuación es un modelo explicativo de la heterogeneidad de los costes laborales entre empresas, que incorpora trabajadores y puestos de trabajo heterogéneos, pero que a la vez es consistente con un amplio rango de

² Los costes laborales constituyen una medida más apropiada, puesto que incluyen, junto a los impuestos pagados por las empresas, todos aquellos pagos compensatorios a los trabajadores que no toman la forma de remuneración salarial.

³ En un marco con incertidumbre también reflejarán los costes de información, búsqueda y similares.

variantes en la determinación de los costes laborales por empresa. Como punto de partida, tiene en cuenta que cada empresa emplea, en su fuerza de trabajo, individuos de distintas características (y por tanto coste) en proporciones variables, asumiendo a la vez que individuos idénticos darán lugar costes laborales distintos según las condiciones de trabajo ofrecidas por las empresas. Pero, por otra parte, el modelo admite simultáneamente el impacto sobre los costes de efectos adicionales presentes por grupos de empresas, que por el momento se mantendrán sin especificar, y cuya existencia y magnitud se desea contrastar.

Supóngase que los trabajadores a los que tienen acceso las empresas pueden agruparse en K tipos ($k = 1...K$), donde cada tipo está definido por los valores que adoptan un conjunto de características demográficas (edad, sexo...) y relativas al capital humano incorporado (titulación o categoría ocupacional, experiencia...). N empresas ($i = 1...N$) emplean, en proporciones variables, todos o algunos de estos tipos de trabajadores, siendo L_i^k el número de trabajadores de tipo k empleados en la empresa i -ésima, y L_i el empleo asalariado total de esta empresa. Las N empresas pueden agruparse a su vez en J grupos ($j = 1...J$), según determinadas características a especificar que se suponen relevantes para la presencia de efectos no competitivos en la determinación del coste laboral (actividad y tamaño básicamente, pero es admisible cualquier otro tipo de características como poder de mercado o grado de eficiencia).

De acuerdo con el marco teórico establecido, supondremos que el coste esperado del trabajador k condicionado a los atributos del puesto de trabajo que ocupa y la presencia de efectos no competitivos, es el siguiente:

$$E(W^k | Z, \alpha) = \mu_k + Z_{ij}^k \lambda + \alpha_j$$

donde μ_k representa el coste laboral específico asociado a las características de los trabajadores de tipo k , Z_{ij} representa el vector de condiciones de trabajo específicas vigentes en la empresa i -ésima, que pertenece al grupo j , y α_j representa el impacto en el coste de un efecto no especificado que es común a todas las empresas clasificadas en el grupo j ⁴.

Dicho de otra manera, el coste medio que observaremos al elegir al azar un trabajador del tipo k entre la población de este tipo de trabajadores variará sistemáticamente con las condiciones de trabajo bajo las que está empleado y la presencia de determinantes no competitivos de los costes en la empresa en la que está ocupado. En lo que se está interesado es precisamente en la estimación de los parámetros de las k esperanzas condicionales.

⁴ Obsérvese que, al menos en esta aproximación, el vector λ se considera estable a través de empresas y tipos de trabajadores. Lo primero parece adecuado dada su interpretación como precio de las condiciones de trabajo relevantes. Lo segundo es más discutible y podría relajarse a costa de una mayor complejidad del modelo. Los efectos no competitivos también se suponen constantes a través de los diferentes tipos de trabajadores.

Puesto que los datos observados son costes laborales medios por empresa, junto a un conjunto de datos acerca de la composición de su fuerza laboral y condiciones de trabajo, debe procederse a explicitar las propiedades de la relación agregada y la posibilidad de identificación de los parámetros de interés.

La desviación del coste laboral efectivamente observado para un trabajador cualquiera de tipo k , respecto a su esperanza condicional, tendrá esperanza cero, varianza condicional σ_k^2 y estará incorrelacionada con Z y α (véase, por ejemplo, Goldberger (1991)). Por lo tanto, el coste medio de los trabajadores de tipo k en la empresa i -ésima será simplemente

$$W_{ij}^k = \mu_k + Z'_{ij} \lambda + \alpha_j + \varepsilon_{ij}^k$$

donde $E(\varepsilon_{ij}^{k2}) = \frac{\sigma_k^2}{L_{ij}^k}$. Y el coste laboral medio en la empresa i , obtenido agregando

ponderadamente el coste de los distintos tipos de trabajadores, será

$$W_{ij} = \sum_k \mu_k \theta_{ij}^k + Z'_{ij} \lambda + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad [1]$$

donde las θ^k representan la proporción que los trabajadores de tipo k significan en el empleo de la empresa i -ésima y, bajo el supuesto de que las desviaciones de las k esperanzas condicionales están incorrelacionadas para una misma empresa⁵, resulta que

$$E(\varepsilon_{ij}^2) = \sum_k \theta_{ij}^{k2} \frac{\sigma_k^2}{L_{ij}^k} = \frac{1}{L_{ij}} \sum_k \theta_{ij}^k \sigma_k^2$$

La relación [1], que describe el coste laboral medio observado en la empresa i como el resultado de las características de los trabajadores empleados y las condiciones particulares de su empleo más un efecto no especificado, común al grupo de empresas al que pertenece, constituye el punto de referencia básico para especificar las ecuaciones a estimar. Estas ecuaciones se obtendrán mediante las transformaciones que se explican a continuación.

En primer lugar, no es posible estimar simultáneamente el coste específico de cada tipo de trabajador (los parámetros μ_k) y los J efectos de grupo. Sin embargo, llamando α_k al efecto grupal menor, puede definirse $\mu_k^* = \mu_k + \alpha_k$, para $k = 1 \dots K$, y $\alpha_j^* = \alpha_j - \alpha_k$, para $j = 1 \dots J$. La ecuación [1] puede entonces reescribirse como:

$$W_{ij} = \sum_k \mu_k^* \theta_{ij}^k + Z'_{ij} \lambda + \alpha_j^* + \varepsilon_{ij} \quad [2]$$

⁵ Si esto no es así, $E(\varepsilon_{ij}^2)$ debe incluir los términos de covarianza.

con $\alpha_j^* = 0$ para $j = s$. De esta manera, los costes específicos por tipo de trabajador pasan a estar referidos al grupo en que exista el menor impacto de los efectos de grupo (p.e. sector). Similarmente, cuando las condiciones de trabajo incluidas en el vector Z_{ij} deban ser representadas mediante un conjunto de variables artificiales (p.e. localización), los parámetros μ_k^* quedarán referidos al estado o categoría excluida.

En segundo lugar, lo que tiene interés son las diferencias relativas de costes laborales, no sus valores absolutos. En consecuencia, se utilizará como variable dependiente la desviación proporcional de los costes respecto a su media. La utilización de esta variable dependiente mantiene asintóticamente las propiedades de la ecuación [2], mientras que proporciona una nueva interpretación de sus parámetros en términos de desviaciones y proporciones de la media de los costes:

$$\tilde{W}_{ij} = \sum_k \left(\frac{\mu_k^* - \mu}{\mu} \right) \theta_{ij}^k + Z'_{ij} \frac{\lambda}{\mu} + \frac{\alpha_j^*}{\mu} + u_{ij} \quad [3]$$

Esto es, los coeficientes de las proporciones de cada tipo de trabajadores estimarán la desviación proporcional que el coste específico de este tipo de trabajadores representa sobre el coste laboral medio del conjunto de las empresas ⁶. A su vez, los coeficientes de las variables representativas de las condiciones de trabajo y los efectos de grupo, estiman la proporción en que estos factores incrementan (reducen) en puntos porcentuales el coste laboral de cada tipo de trabajador. Por tanto, el modelo a estimar es de la forma:

$$\tilde{W}_{ij} = X_{ij} \beta + \eta_j + u_{ij} \quad [4]$$

donde el subíndice i corresponde a la empresa, el j señala el grupo donde está incluida, $X_{ij} = [\theta_{ij}^k Z'_{ij}]$, $\eta_j = \alpha_j + u_{ij}$ es un error incorrelacionado con X y η , de características heterocedásticas.

El objetivo básico es contrastar si, tras explicar las diferencias de coste laboral por empresas debidas a la heterogeneidad del trabajo empleado y las condiciones de trabajo (variables X), quedan presentes efectos de grupo η que pueden interpretarse como derivados de factores no competitivos (en el sentido de no consistentes con el modelo de las diferencias compensadoras). En consecuencia, el interés reside en la estimación conjunta en [4] de β y η .

Las razones por las que la operación de factores distintos de los compensatorios se tratan como efectos no especificados de grupo son varias. En primer lugar, su especi-

⁶ Debido a que determinadas clasificaciones disponibles están solapadas, los coeficientes de estas proporciones estimarán el coste adicional que implica el que algunos de los trabajadores clasificados en las categorías básicas pertenezcan a estas categorías.

ficación individual obligaría a la elaboración de un modelo detallado basado en las predicciones de los principales modelos teóricos (negociación salarial, salarios de eficiencia...). Así, la alternativa de tratar de identificar estos efectos sin especificarlos resulta especialmente atractiva, al menos para una primera etapa. En segundo lugar, pero no menos importante, buena parte de las variables candidatas a intervenir en esta especificación (variables representativas del poder de mercado y eficiencia relativa, como por ejemplo los márgenes precio coste y cualquier indicador de eficiencia productiva) tienen un carácter claramente endógeno en una ecuación de explicación de los costes laborales. Su inclusión plantearía de inmediato la necesidad de contar con instrumentos adecuados. Sin embargo, su utilización en la definición de agrupaciones de empresas no plantea este problema.

III. VARIABLES Y EFECTOS

En este apartado se comentan brevemente las variables utilizadas y la delimitación de los efectos considerados. En el cuadro 1 aparecen resumidas las variables empleadas.

La variable dependiente utilizada es el coste laboral por persona y hora. Se ha obtenido dividiendo los gastos de personal de cada empresa entre el número de trabajadores asalariados y la jornada normal de trabajo que afecta a la mayor parte de los trabajadores de la empresa. Como el empleo del que se dispone está referido a finales de 1990, conviene considerar la posibilidad de algunos sesgos definidos: cierta sobreestimación del coste por asalariado en empresas que presentaran durante el año una variación sistemática del empleo a la baja, cierta subestimación en empresas con variación sistemática al alza (menor, ya que los datos permiten un control del tiempo que llevan contratados los eventuales) y, también, cierta sobreestimación si el empleo eventual tiene una componente estacional no localizada a fin de año. Finalmente, en algunos casos podría existir cierta sobrestimación del coste por asalariado a causa de la inclusión contablemente incorrecta por las empresas, entre los gastos de personal, de algunos gastos originados por personal no asalariado.

Con el fin de dar cuenta de la presencia de estos posibles errores en la variable dependiente, en todas las regresiones se han incluido las variables de control que se explicitan a continuación. En primer lugar, una variable artificial sectorial que indica la existencia de estacionalidad no localizada a fin de año. Esta variable atrae sistemáticamente, como era de esperar, un coeficiente positivo y significativo. En segundo lugar, un conjunto de cuatro variables artificiales representativas de la situación de equilibrio de la empresa (representando grados de desviación respecto a la situación "normal", y construidas conjugando la información sobre la evolución de los mercados de la empresa y la evolución de su cuota en ellos), que se esperaba pudiera controlar simultáneamente la presencia de perturbaciones transitorias. Estas variables

CUADRO 1 (Continuación)
RESUMEN Y ESTADISTICOS ¹ DE LAS VARIABLES UTILIZADAS ^{2,3}

	Media	D. estándar	Mínimo	Máximo
Sistema de fabricación** masivo	0,26	-	-	-
pequeñas series	0,39	-	-	-
Complejidad tecnológica*	0,44	-	-	-
Empresa individual*	0,04	-	-	-
Identificación propiedad y dirección*	0,19	-	-	-
Efectos η				
Sector y tamaño ** (A): $\eta = \eta_0 + \eta_1 S$ (S = desviación proporcional de cada empresa respecto al tamaño medio del sector)				
Efectos de grupo:				
- Agrupación por intervalos del margen precio-coste** (A)				
- Agrupación por propensión exportadora y evolución de la cuota en los mercados (5 últimos años)** (A)				

Notas:

¹ Los estadísticos están referidos a la muestra de 2.093 empresas. Los estadísticos de la muestra de 1.835 empresas no presentan ningún cambio significativo.

² Las variables señaladas con * son variables artificiales. Las señaladas con ** son conjuntos de variables artificiales. Para las variables artificiales, la media representa la frecuencia con que la característica referenciada ocurre en la muestra.

³ Para mayor detalle sobre las variables, véase Jaumandreu y Martínez (1994).

⁴ Medias de las proporciones sectoriales tomadas de la Encuesta de Población Activa (EPA) ponderadas por el número de empresas de la muestra que pertenecen a cada sector.

tienden a presentar coeficientes pequeños, de signo negativo y no significativos, esto último con la única excepción parcial de las empresas que pierden cuota en mercados en retroceso. Por último, una variable que refleja la proporción que el trabajo no asalariado en puestos distintos de la dirección de la empresa representa respecto a la plantilla. Esta variable se mantiene siempre no significativa. Los dos últimos casos, en consecuencia, parecen no confirmar la presencia de errores sistemáticos.

El primer conjunto de variables de contenido explicativo corresponde a las características de los trabajadores o heterogeneidad del trabajo. Entre ellas, el primer subconjunto lo forman las proporciones de trabajadores según su relación contractual (fijos a tiempo completo, fijos a tiempo parcial y eventuales). Incluir la relación contractual entre las características de los trabajadores puede resultar discutible conceptualmente, pero es reconocer el hecho evidente de que existe algún tipo de segmentación de los mercados. Si, por ejemplo, los contratos eventuales fueran simplemente un atributo ligado a determinados puestos de trabajo, debería observarse, para individuos idénticos en puestos de trabajo análogos, una mayor retribución del trabajo eventual (puesto que ahorra a la empresa costes de ajuste, e incrementa la desutilidad del trabajo para individuos aversos al riesgo). Como podrá comprobarse, la evidencia señala que, por el contrario, esta retribución es menor.

El segundo subconjunto lo forman las categorías ocupacionales. Se dispone de las proporciones por empresa de ingenieros y licenciados, titulados medios, empleados no titulados y obreros, de entre las cuales se ha elegido excluir esta última.

La información empresa a empresa no incluye las proporciones de mujeres y trabajadores jóvenes, por lo que se han tomado de los datos de ocupación de la Encuesta de Población Activa (en el segundo caso en la forma de trabajadores comprendidos entre los 16 y 30 años). Existen, en consecuencia, dos proporciones relevantes para las que no existe observación individual, sino sólo sectorial, siendo dos variables presumiblemente correlacionadas entre sí y con, al menos, parte del resto de variables explicativas. Para evitar la inconsistencia en la estimación de los parámetros se ha aplicado el método bietápico descrito en el Apéndice econométrico.

La variable representativa de la proporción de mujeres se espera que explique la posible existencia de discriminación salarial pura. La proporción de trabajadores jóvenes se espera que dé cuenta, aunque sea de manera imperfecta, de la existencia de distintos grados de experiencia profesional.

Quizá el mayor problema para contar con una descripción razonablemente completa de las principales características de los trabajadores, sea el no disponer de una medida directa del tiempo medio en el puesto de trabajo y, por tanto, de la experiencia desarrollada en él. Sin embargo, se cuenta con una variable que puede estar parcialmente correlacionada a la vez que capta otros aspectos: la edad de la empresa. Desde este punto de vista, esta variable puede ser considerada complementaria de las características de los trabajadores.

El segundo conjunto de variables de contenido explicativo es el de las variables representativas de los atributos del puesto de trabajo o condiciones de trabajo. Rosen (1986) cita, como atributos medibles generadores de diferencias para los que existe evidencia empírica, cuatro tipos: a) los riesgos para la salud y la vida, y la penosidad de las tareas; b) las diferencias entre regiones y ciudades, asociadas a las diferencias que presentan como entornos; c) los requerimientos ligados al desarrollo de la jornada de trabajo (turnos, jornadas flexibles...), y d) las compensaciones no monetarias, que incluyen desde las vacaciones hasta cualquier tipo de gasto asumido por la empresa que redunde en beneficio de los trabajadores. Dado el carácter de la variable dependiente aquí utilizada, las ventajas incluídas en el apartado d) ya se reflejan directamente valoradas a su coste monetario y no es necesario insistir sobre ellas.

Una vez controlados, mediante la inclusión de las proporciones correspondientes, los posibles efectos de coste de las horas extraordinarias y no trabajadas, la duración de la jornada normal de trabajo aparece como el principal aspecto a considerar en relación a los requerimientos ligados al desarrollo de la jornada laboral. Sin embargo, la inclusión de esta variable plantea al menos dos problemas difíciles de resolver. El primero, que su utilización en la construcción de la variable dependiente puede hacer aparecer un problema de errores en la variable explicativa correlacionados con el error de la ecuación. El segundo, que se trata de una variable presumiblemente endó-

gena. De hecho, parece claro que salarios y duración de la jornada de trabajo son dos aspectos centrales de las negociaciones colectivas y, en consecuencia, dos variables que se determinan conjuntamente. Esto puede constituir otra razón para la existencia de correlación entre la variable explicativa y el error de la ecuación. Se experimentará con esta variable teniendo en cuenta estos problemas, incluyéndola en forma de desviaciones proporcionales de la jornada normal realizada respecto a la media.

Para dar cuenta de las diferencias en razón de la localización del puesto de trabajo se utilizará un conjunto de variables artificiales que reflejan la Comunidad Autónoma donde se localiza el empleo industrial de la empresa. Además, se incluirá una variable específica para las empresas en que el empleo industrial tiene un carácter multicomunidad.

La base de datos no contiene información directa sobre los riesgos y el grado de penosidad o satisfactoriedad de las tareas ni tampoco sobre otros aspectos que pueden resultar importantes como los turnos. Sin embargo, es posible incluir dos grupos de variables, uno de carácter tecnológico y otro relacionado con la organización de la empresa, que probablemente pueden dar cuenta, al menos parcial, del grado en que las tareas y entorno de trabajo son más o menos satisfactorias.

Por una parte, se incluirá un conjunto de variables artificiales representativas del sistema de fabricación (según sea masivo o en pequeñas series o lotes, excluyendo la producción en procesos continuos), y una variable que refleja el grado de complejidad tecnológica de la empresa (que adoptará valor positivo si la empresa utiliza máquinas herramientas de control numérico, robótica o diseño/fabricación asistida por ordenador). Por otra, se incluirá una variable artificial que indique el carácter no societario de la empresa, y otra que refleje la existencia de la identidad entre propiedad y control o presencia de los propietarios en los puestos de dirección y gerencia.

Ya se ha señalado el significado de la estimación conjunta de los efectos η : intentar captar la presencia de efectos de grupo, que pueden atribuirse al impacto de un conjunto de variables que se mantienen sin especificar, pero que pueden considerarse de naturaleza distinta de las que dan cuenta de la heterogeneidad del trabajo empresa a empresa. Tras controlar por toda la heterogeneidad posible, la primera evidencia sobre la existencia de diferencias de coste derivadas de otras explicaciones, es la permanencia de efectos sectoriales y de tamaño. Para valorar estos efectos, se incluirán conjuntamente en la regresión las variables artificiales correspondientes a una clasificación de las empresas en 18 sectores y su interacción con una variable que representa las desviaciones proporcionales del tamaño de las empresas, medido por su número de asalariados, respecto al tamaño medio de su sector.

Como una primera prueba, destinada a explorar más directamente las fuentes de las diferencias de coste, se ha experimentado incorporando a las regresiones las variables artificiales correspondientes a otras dos agrupaciones de empresas. La primera, basada en un conjunto de intervalos del margen precio-coste. En la medida que el margen precio-coste puede considerarse un indicador del poder de mercado de las

empresas, la existencia de una asociación positiva entre márgenes y diferencias de coste puede tomarse como una confirmación de los modelos de negociación salarial. La segunda, agrupa a las empresas según su propensión exportadora (no exportadoras, propensión baja y propensión alta) y la evolución de sus cuotas de mercado (en todos los mercados) en los últimos cinco años. Mientras que la propensión exportadora puede verse en el sector manufacturero como un indicador de eficiencia estática relativa, la ganancia de cuota puede tomarse como un indicador de eficiencia dinámica relativa. Una asociación de diferencias de coste positivas con los grupos de altas propensiones exportadoras y ganancias de cuota puede interpretarse como cierta evidencia favorable a las teorías de salarios de eficiencia.

IV. ESTIMACION Y RESULTADOS

El cuadro 2 resume los datos de las regresiones fundamentales. En la ecuación 1, se realiza la regresión de las desviaciones proporcionales del coste laboral sobre el conjunto de variables explicativas (excluida la jornada normal), utilizando para las proporciones de jóvenes y mujeres las 112 medias sectoriales. En la ecuación 2, se utilizan las predicciones de las proporciones de mujeres y jóvenes obtenidas mediante el procedimiento bietápico descrito en el Apéndice econométrico. La ecuación 3 reproduce la regresión 2 para la muestra reducida para la que están disponibles los datos necesarios para delimitar las agrupaciones de las empresas. En la ecuación 4 se introducen, junto a los efectos de sector-tamaño ya presentes, 14 efectos de grupo, 6 relacionados con los intervalos del margen precio-coste y 8 con la propensión exportadora y la evolución de las cuotas de mercado.

CUADRO 2
DATOS DE LAS REGRESIONES

	1	2	3	4
N.º de empresas	2.093	2.093	1.835	1.835
Desv. estándar variable dependiente	0,4644	0,4644	0,4647	0,4647
N.º de regresores	76	76	76	90
Efectos de sector (+tamaño)	17(+18)	17(+18)	17(+18)	17(+18)
Efectos de grupo	-	-	-	14
Procedimiento bietápico	no	si	si	si
Desv. estándar de la regresión	0,3358	0,3360	0,3357	0,3328
Test Breush-Pagan, χ^2 (grados de libertad)	62,5(10)	53,8(10)	54,5(10)	48,27(10)
Ponderación por la predicción de los residuos ..	si	si	si	si
Desv. estándar de la regresión ponderada	0,3199	0,3266	0,3206	0,3209

Los test de Breush-Pagan, realizados mediante la regresión de los residuos MCO sobre las proporciones de trabajadores, confirman la presencia de heterocedasticidad. Las regresiones MCG se llevan a cabo ponderando las variables mediante el inverso de la predicción del cociente entre los residuos al cuadrado y su varianza. Además, se siguen presentando estadísticos robustos a heterocedasticidad.

Regresiones previas llevan a eliminar de entre los regresores la jornada normal de trabajo. Esta variable obtiene un coeficiente superior a la unidad, negativo y fuertemente significativo. Sin embargo, su instrumentación mediante las 112 medias sectoriales reduce notablemente el coeficiente y anula su significación. Esto se interpreta como una confirmación de la presencia de errores de medición en la variable que quedan correlacionados, por cociente en la variable dependiente, con el error de la ecuación. Con esta opción no queda resuelto, sin embargo, el posible problema de simultaneidad. Queda por ver si la utilización de instrumentos externos, difíciles de encontrar, no cambiaría de nuevo el coeficiente de esta variable.

En el resto de los cuadros, los coeficientes y errores estándar corresponden a la regresión 2, con la excepción del cuadro 6, cuyos coeficientes y errores corresponden a la regresión 4.

La predicción de los valores individuales de las proporciones de mujeres y jóvenes (regresión 2), mediante el procedimiento aludido en el Apéndice econométrico, sólo cambia ligeramente los valores de los coeficientes del resto de variables. No obstante, cambia la valoración de los efectos de coste del sexo y experiencia laboral. Como puede comprobarse en la nota 3 del cuadro 3, ambas variables atraían un coeficiente similar negativo y no significativo. La estimación por el procedimiento bietápico parece indicar, por el contrario, una escasa influencia del efecto sexo y una gran importancia cuantitativa del efecto experiencia.

Los resultados de las regresiones, en lo que respecta al impacto sobre los costes de la heterogeneidad del trabajo y las condiciones de trabajo, pueden resumirse como sigue. El patrón de costes específicos por tipo de contrato y categoría (cuadro 3) parece muy razonable y, en consecuencia, proporciona cierta confianza sobre el control de las diferencias de costes por este motivo.

Algunos resultados notables son los siguientes: a) un trabajador, idéntico en el resto de características pero contratado eventualmente, supone un coste para la empresa, en media, menor en un 30% al de un trabajador con contrato fijo; b) una mujer, con igual tipo de contrato, clasificación categorial etc. que sus compañeros varones, no parece ser objeto, en media, de discriminación salarial significativa, y c) los trabajadores en su primera etapa de vida laboral suponen un coste para las empresas, en media, un 24% inferior al del resto de los trabajadores. La edad de las empresas tiene una clara influencia en el coste laboral (1/4 de punto porcentual por año de antigüedad). Como ya se ha señalado en el apartado 3, esta influencia puede interpretarse en parte como el reflejo de la compensación de la experiencia adquirida en el puesto de trabajo.

CUADRO 3
COSTE ESPECIFICO POR TIPO DE CONTRATO Y CATEGORIA ¹
 (en desviaciones proporcionales del coste laboral medio ²)

Varones, mayores de 30 años				
	Obreros	Empleados no titulados	Titulados medios	Ingenieros y licenciados
Fijos tiempo completo	-0,06 (-1,1)	0,32 (3,7)	0,76 (4,2)	1,38 (7,1)
Fijos tiempo parcial	-0,29 (-2,8)	0,09 (0,7)	0,53 (2,9)	1,45 (5,2)
Eventuales (más de un año en la empresa)	-0,36 (-5,1)	0,02 (0,2)	0,46 (2,5)	1,38 (5,6)
Efectos adicionales ³				
Mujeres	-0,06 (-0,9)			
Jóvenes 16-30 años	-0,24 (-2,0)			

¹ En un sector de pequeño efecto sectorial (Madera y muebles de madera), Madrid, empresa de creación reciente, de producción continua y no sofisticada tecnológicamente, de carácter societario y sin identificación entre propiedad y gerencia.

² Regresión 2, t-ratios entre paréntesis, calculados a partir de las varianzas y covarianzas de los parámetros cuando no son directos.

³ Estos efectos son respectivamente, en la regresión 1: -0,11(-1,3) y -0,14(-1,2).

La estimación obtenida para la diferencia de coste laboral de los trabajadores contratados eventualmente es, en principio, compatible con la diferencia de ganancias para este tipo de trabajadores (9-11% inferiores a las de los trabajadores fijos) obtenida con dos muestras de individuos por Jimeno y Toharia (1993). Buena parte de los contratos temporales tenían, en 1990, bonificaciones en las cotizaciones de la seguridad social, que podrían dar cuenta de la diferencia adicional de costes. Por el contrario, el resultado de la falta de significatividad de la discriminación salarial pura de las mujeres contrasta con las diferencias apreciadas en ecuaciones de ganancias individuales (12-20% de diferencia en la ganancia horaria; véase, por ejemplo, Jimeno y Toharia (1993) o Hernández (1994)). Para valorar correctamente este resultado es preciso tener en cuenta el importante peso, en el ejercicio que aquí se lleva a cabo, de las diferencias por categorías ocupacionales, donde puede quedar camuflada la discriminación salarial de las mujeres operada a través de la práctica bien conocida de la subclasificación profesional. Por otra parte, al tratar de interpretar las diferencias aparecidas en este tipo de coeficientes con respecto a los obtenidos en ecuaciones de ganan-

explota una fuente de variabilidad radicalmente distinta, basada esencialmente en la presencia de diferencias intraempresa.

Entre las condiciones de trabajo, la localización del empleo tiene un papel decisivo. El patrón de las diferencias estimadas por localización geográfica es, además, muy razonable. Madrid, el País Vasco, Cataluña, Aragón y quizá Cantabria, pueden considerarse comunidades entre las que no existen diferencias apreciables de coste laboral una vez controladas el resto de características de los trabajadores y puesto de trabajo. En Galicia, Extremadura y Andalucía el coste de un trabajador equivalente es aproximadamente un 25% menor que en las comunidades aludidas en primer lugar.

El resto de efectos de las condiciones de trabajo es más difícil de interpretar. En cualquier caso, y dados los signos obtenidos para las variables representativas del sistema de fabricación, complejidad tecnológica de la empresa y su carácter no societario, una explicación acorde con la teoría de las diferencias compensadoras sería que las tareas desempeñadas en procesos de producción continuos y masivos, en procesos productivos con grados importantes de automatización, y en el ambiente despersonalizado y quizá menos flexible de las sociedades, tienden a ser compensadas con ciertas primas salariales. Alternativamente, podría argumentarse que la variable sofisticación tecnológica está recogiendo el coste de determinadas cualificaciones específicas requeridas en las empresas en que existe, que no están bien captadas por el resto de características de los trabajadores. O que el menor coste medio de las empresas individuales recoge unos costes inferiores de organización.

En cualquier caso, los resultados fundamentales se encuentran resumidos en el cuadro 4. Por una parte, tras una explicación razonable de las diferencias de coste debidas a la heterogeneidad de los trabajadores y puestos de trabajo, este cuadro pone de manifiesto que permanecen diferencias de coste importantes no explicadas por sectores de actividad y tamaños de las empresas. Por otra, estas diferencias distan de ser uniformes. Como la agrupación realizada resalta, existen al menos cuatro sectores en que tales diferenciales no son significativos. Esto es, existen cuatro sectores en los que, para explicar la heterogeneidad sistemática de costes entre las empresas, basta acudir en media a las características de la fuerza de trabajo empleada y los puestos de trabajo que ofrecen.

A la vez, existen tres sectores en los que sólo es posible distinguir efectos significativos de tamaño. Mientras que la heterogeneidad de costes queda satisfactoriamente explicada en media, existen ciertos costes superiores soportados por las empresas de mayor tamaño relativo. Finalmente, existen cinco sectores en que sólo resulta significativo el efecto sector, indicando la asunción de unos diferenciales de costes positivos por parte del conjunto de las empresas que los forman, independientemente de su tamaño, y seis sectores en que ambos efectos, sector y tamaño, resultan plenamente significativos.

En resumen, en una parte importante de los sectores se observan en las empresas diferenciales de costes positivos, no explicados por los diferenciales compensadores

CUADRO 4
EFECTOS DE SECTOR Y TAMAÑO^{1,2}
(en proporción del coste laboral medio³)

		Efecto tamaño			
		Significativo	No significativo		
Efecto sector	Significativo	1. Metales férreos y no férreos	0.323 + 0.052 * S (6.5) (2.3)	9. Otro material de transporte	0.243 + 0.031 * S (5.7) (1.2)
		6. Máquinas de oficina, proceso de datos, instr. de precisión, óptica y similares	0.311 + 0.190 * S (3.5) (2.1)	5. Máquinas agrícolas e industriales	0.240 + 0.004 * S (6.5) (2.1)
		3. Productos químicos	0.297 + 0.089 * S (6.7) (2.7)	8. Vehículos automóviles y motores	0.209 + 0.015 * S (5.6) (0.5)
		2. Productos minerales no metálicos	0.177 + 0.041 * S (5.3) (2.6)	7. Material y accesorios eléctricos	0.177 + 0.008 * S (5.1) (1.2)
		16. Papel, arts. de papel, impresión	0.122 + 0.033 * S (3.5) (2.0)	4. Productos metálicos	0.164 + 0.017 * S (5.4) (1.5)
		17. Productos de caucho y plástico	0.095 + 0.061 * S (2.5) (2.8)		
	No significativo	12. Bebidas	0.060 + 0.072 * S (0.6) (1.8)	10. Carnes, preparados y conservas de carne	0.058 - 0.008 * S (1.0) (-0.3)
		15. Madera y muebles de madera	+ 0.020 * S (2.8)	14. Cuero, piel y calzado	0.043 - 0.023 * S (0.9) (-1.7)
		13. Textiles y vestido	-0.024 + 0.012 * S (-0.7) (2.1)	11. Productos alimenticios y tabaco	0.035 + 0.008 * S (0.8) (0.9)
				18. Otros productos manufacturados	0.006 + 0.007 * S (0.1) (0.3)

¹ Efectos del tipo $\eta = \eta_0 + \eta_1 S$, donde S es la desviación proporcional del tamaño de cada empresa (medido en número de asalariados) respecto al tamaño medio del sector.

² En cada casilla, los sectores aparecen ordenados en forma decreciente por la magnitud del efecto sector.

³ Regresión 2, t-ratios entre paréntesis.

estimados, en algunos casos independientes del tamaño relativo de las empresas y en otras ocasiones asociados a éste (o incluso sólo al tamaño).

En las distintas regresiones queda explicado un porcentaje ligeramente superior al 50% de la varianza de las diferencias proporcionales del coste laboral. Se trata de una proporción razonable, similar a la alcanzada en regresiones del mismo estilo, para cuya valoración debe tenerse en cuenta que no se ha realizado ninguna eliminación previa de datos atípicos.

Las variables representativas de la heterogeneidad del trabajo empleado implican en la regresión 2, cuando son introducidas manteniendo el resto de las variables explicativas⁷, una caída del error estándar del 10,1%. Dada la naturaleza de costes medios por empresa de la variable dependiente, parece natural que esta contribución incremental sea la más importante. Por otra parte, las variables representativas de la heterogeneidad de las condiciones de trabajo determinan una caída del error estándar del 3,6% y los efectos de sector y tamaño del 3,1%. Sus contribuciones incrementales son por tanto similares.

Los efectos sectoriales son, por otra parte, consistentes con los estimados con datos de individuos de 1985 para los sectores industriales considerados en Andrés y García (1991), y ambos a su vez con los estimados por Krueger y Summers (1988) para las industrias norteamericanas (véase cuadro 5). El patrón de los efectos sectoriales es, hasta donde se pueden comparar las desagregaciones, muy similar. La caída del error estándar del 3,1% debida a los efectos de sector y tamaño obtenida en este trabajo puede considerarse del orden de magnitud del 4,3% obtenido para los efectos sectoriales en Krueger y Summers. Este tipo de impacto puede considerarse también quizá más ajustado que el deducible de los resultados de Andrés y García, 8,9% de reducción del error estándar, cuyos datos hacen más difícil controlar por la heterogeneidad de las condiciones de trabajo⁸.

Al incluir en la regresión las variables artificiales representativas de las dos agrupaciones de empresas, también resultan significativas (regresión 4, cuadro 6), mientras que el resto de variables y su significación permanecen básicamente inalterados. Cabe resaltar, sin embargo, que prácticamente todos los efectos sector se atenúan ligeramente (excepto tres que se incrementan algo, sólo uno entre los significativos),

⁷ Los complejos patrones de correlación entre las variables explicativas incluidas excluyen cualquier forma simple de medida de las contribuciones de los distintos grupos de variables a la explicación de la varianza (véase, por ejemplo, Theil (1971)). Sin embargo, una medida de la importancia de cada grupo de variables puede obtenerse a partir de la disminución del error estándar de la ecuación al introducir un conjunto de variables manteniendo el resto en la regresión.

⁸ Aún cuando el enfoque y datos es similar a Krueger y Summers (1988), Andrés y García no cuentan, por ejemplo, con una variable como la afiliación sindical, que puede dar cuenta parcial de las condiciones de trabajo. Por otra parte, las diferencias regionales estimadas en Andrés y García parecen ser menores que las aquí obtenidas. Además, estos autores señalan que el porcentaje señalado se reduce cuando elimina algún sector peculiar no industrial.

CUADRO 5
COMPARACION DE PRIMAS SALARIALES ESTIMADAS¹ (%)

Sectores ²	Jaumandreu y Martínez (1994)	Andrés y García (1991) ³	Krueger y Summers (1988) ⁴
1. Metales férreos y no férreos	32,3	24,6	23,6
2. Productos minerales no metálicos	17,7		11,1
3. Productos químicos	29,7		24,0
4. Productos metálicos	16,4	21,7	10,6
5. Máquinas agrícolas e industriales	24,0		19,5
6. Máquinas de oficina, proceso de datos, instr. de precisión, óptica y similares	31,1		14,1
7. Material y accesorios eléctricos	17,7		10,9
8. Vehículos automóbiles y motores	20,9		24,1
9. Otro material de transporte	24,3	8,8	8,3
10. Carne, preparados y conservas de carne	5,8		
11. Productos alimenticios y tabaco	3,5	1,5 y -4,9	-0,3 y -14,9
12. Bebidas	6,0		
13. Textiles y vestidos	-2,4	11,9 y 0,0	-8,8
14. Cuero, piel y calzado	4,3		
15. Madera y muebles de madera	0,0	0,0	0,0
16. Papel, artículos de papel, impresión	12,2	16,8	15,2 y 6,9
17. Productos de caucho y plásticos	9,5	-	7,2
18. Otros productos manufacturados	0,6	10,4	0,8

¹ Las estimaciones de Andrés y García y Krueger y Summers se han reescalado tomando como referencia la estimación para el sector incluido en estos trabajos más parecido al sector Madera y muebles de madera.

² Las clasificaciones sectoriales utilizadas en Andrés y García (1991) y Krueger y Summers se han adaptado de forma aproximada a la utilizada en el Cuadro. Cuando se registran dos números significa que los trabajos citados presentan una desagregación mayor del sector en cuestión.

³ Primas salariales estimadas para las manufacturas en la estimación realizada para toda la economía española con datos de 9323 individuos, procedentes de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo de 1985.

⁴ Primas salariales estimadas para las manufacturas en la estimación realizada para toda la economía norteamericana con datos de 11.512 individuos, procedentes del Current Population Survey de 1984.

CUADRO 6
EFECTOS POR GRUPOS DE EMPRESAS ¹
(en proporción del coste laboral medio ²)

Margen precio-coste (MPC) de las empresas

$MPC \leq 0$	0,023 (0,7)
$0 < MPC \leq 5$	–
$5 < MPC \leq 10$	0,057 (2,2)
$10 < MPC \leq 15$	0,044 (1,8)
$15 < MPC \leq 20$	0,072 (2,5)
$20 < MPC \leq 25$	0,128 (2,7)
$25 < MPC$	0,028 (1,0)

Propensión exportadora (PX) y cuota en los mercados los últimos 5 años (CM)

CM			
	Ha disminuido	Se ha mantenido estable	Ha aumentado
PX = 0	0,110 (2,1)	0,013 (0,4)	–
$0 < PX \leq 10$	0,147 (2,6)	0,036 (1,0)	0,018 (0,6)
$10 < PX$	0,216 (3,7)	0,107 (2,2)	0,059 (2,2)

¹ Regresiones realizadas con 1835 empresas, errores estándar robustos a heterocedasticidad.

² Regresión 4, t-ratios entre paréntesis.

mientras que ligeras disminuciones e incrementos se producen a partes iguales en los efectos tamaño (ocho decrecen y diez se incrementan), sin que varíe su patrón de significación.

En esta nueva regresión, el conjunto de los efectos (sector - tamaño y efectos de grupo) reduce el error estándar en un 3,5%. La introducción de los efectos de sector y tamaño lo reduce en un 2,2%, mientras que los efectos de grupos de empresas considerados conjuntamente lo reducen en un 0,7%. La contribución incremental de los efectos de grupo basado en los márgenes es del 0,31% y la de los efectos basados en la propensión exportadora y la evolución de las cuotas en un 0,37%.

Este resultado subraya que, mientras los efectos de grupo basados en determinadas características de las empresas consiguen explicar algo de los efectos de sector y tamaño anteriormente presentes, sólo lo logran parcialmente. Estos efectos tienden a persistir, mientras la contribución del conjunto de efectos considerados a la reducción del error estándar se ha incrementado ligeramente. Esto tiende a poner en duda que estas características puedan constituir una explicación completa del origen de las diferencias inexplicadas de coste por sectores y tamaños. No obstante, en el estado preliminar de esta exploración, cabe argumentar que este resultado está condicionado por la pobreza de la especificación llevada a cabo al agrupar las empresas, y que los efectos captados con agrupaciones mejor delimitadas tenderían a reducir el papel y significación de los efectos de sector y tamaño. Es claro que una prolongación de esta línea de investigación es necesaria.

En cualquier caso, los efectos captados por esta agrupación de las empresas son notables en sí mismos, y merecen ser comentados con cierto detalle.

En primer lugar, aparece una cierta asociación positiva entre el nivel de los márgenes de la empresa y los diferenciales positivos de coste, que se trunca para las empresas con márgenes más elevados. Como ya se ha señalado, una asociación positiva puede verse como una cierta evidencia a favor de los modelos de negociación salarial (no contradictoria con la hipótesis de salarios de eficiencia), puesto que, aunque el poder sindical sea un elemento imprescindible, la existencia de cierto poder de mercado por parte de las empresas es una condición necesaria para la formación de mark-ups salariales. La dificultad está en interpretar el truncamiento de esta relación. Una explicación posible reside en la propia ambigüedad del margen como indicador del poder de mercado. En particular, márgenes especialmente elevados podrían estar indicando la existencia de elevados costes del capital y otros activos antes que la presencia de cierto poder de mercado. Otra posibilidad reside en que la hipótesis de comportamiento dejara de ser válida para las empresas con márgenes más elevados: la existencia simultánea de un alto poder monopsonista por parte de estas empresas, o el papel de procesos de negociación eficiente (que predicen una asociación negativa entre márgenes y mark-ups salariales), constituirían explicaciones posibles entre otras muchas.

En segundo lugar, mientras aparece una clara relación positiva entre la propensión exportadora de las empresas y los diferenciales de coste, también existe una asociación

ción negativa para todos los tipos de empresas entre estos diferenciales y la evolución de su cuota en los mercados. Las empresas más exportadoras aparecen claramente incurriendo en unos costes laborales más elevados no explicados por la especificidad del trabajo que emplean, pero tanto las empresas exportadoras como las no exportadoras que se han revelado más dinámicas sostienen diferenciales de costes más reducidos. Mientras que lo primero parece sostener la hipótesis de salarios de eficiencia, el segundo aspecto señala claramente que han existido otros aspectos relevantes en la determinación de los costes. Teniendo en cuenta que la información acerca de las cuotas se refiere a la totalidad de los mercados de las empresas (y no sólo a sus mercados de exportación), y que la relación tiende a cumplirse para todas las empresas, una explicación que parece consistente con los datos es que, los años a los que se refiere la evolución de las cuotas, las empresas han conocido un proceso intenso de competencia vía costes. Las empresas establecerían salarios de eficiencia, pero serían penalizadas en su posición de mercado relativa si sus costes laborales mantienen diferenciales excesivos respecto a sus competidores.

V. CONCLUSIONES

La conclusión principal de este trabajo es que existen importantes diferenciales de coste no relacionados con los factores usualmente incluidos en la explicación competitiva. Estos diferenciales no aparecen en todos los sectores, por lo que los datos resultan consistentes con la determinación competitiva de los costes laborales en una parte de las actividades (alimentación, cuero, piel y calzado). Cuando aparecen, pueden tener una magnitud similar para el conjunto de empresas de una actividad al margen de su tamaño (material de transporte, maquinaria de todo tipo, productos metálicos), tener importancia exclusivamente en las empresas de mayor tamaño (bebidas, madera, textil), o bien afectar a todas las empresas de la misma actividad pero en mayor medida a las de mayor tamaño (industrias básicas, máquinas de oficina, productos químicos, papel, caucho). Sin embargo, no debe exagerarse la importancia de estos efectos. Tomados en su conjunto, presentan un impacto sobre la variabilidad de los costes laborales que no supera el impacto de la variabilidad debida a las condiciones de trabajo, incluidas las diferencias por localización geográfica del empleo.

El intento de explicar estos diferenciales de coste mediante la agrupación de las empresas según un indicador de su poder de mercado, el margen precio-coste, y la combinación de dos indicadores de eficiencia relativa, su propensión exportadora y la evolución de su cuota de mercado en los últimos años, arroja un resultado doble. En primer lugar, una parte de los efectos de sector y tamaño queda explicada por la introducción de estos indicadores, con lo que cabe concluir que existe cierta evidencia débil de la operación de estos factores. Sin embargo, las relaciones distan de ser evidentes. Las empresas con márgenes elevados tienden a presentar diferenciales positi-

vos de coste, pero no las de mayores márgenes. Las empresas más exportadoras presentan diferenciales positivos de coste, pero la evolución de sus cuotas en los últimos años está relacionada negativamente con estos diferenciales. En segundo lugar, los efectos de sector y tamaño tienden a persistir, con lo que la parte más importante de los mismos queda sin explicar. Una explicación más completa deberá ser intentada con modelos que incluyan una especificación más detallada de las hipótesis que fundan su presencia.

REFERENCIAS

- Andrés, J. y García, J. (1991): "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores". *Investigaciones Económicas*, XV n.º 1, págs. 143-147.
- Brown, C. y Medoff, J. (1989): "The Employer Size-Wage Effect". *Journal of Political Economy*, 51, págs. 1.027-1.059.
- Goldberger, A. S. (1991): *A Course in Econometrics*. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Groshen, E. L. (1991): "Five Reasons Why Wages Vary Among Employers". *Industrial Relations*, 30, págs. 350-381.
- Hernández, P. J. (1994): "Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España". Mimeo, Universidad de Murcia.
- Jaumandreu, J. y Martínez, E. (1994): "Diferencias de coste laboral en la industria: un modelo empírico y su aplicación a las manufacturas españolas", Documento de Trabajo 9403, PIE-FEP.
- Jimeno, J. F. y Toharia, L. (1993): "The effects of fixed-term employment on wages: theory and evidence from Spain", *Investigaciones Económicas*, XVII, 3, págs. 475-494.
- Krueger, A. B. y Summers, L. H. (1988): "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure". *Econometrica*, 56, págs. 259-293.
- Layard, R.; Nickell, S. y Jackman, R. (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.
- Mundlak, Y. (1978): "On the Pooling of Time Series and Cross-Section Data". *Econometrica*, 46, págs. 69-86.
- Pakes, A. (1983): "On Group Effects and Errors in Variables in Aggregation". *The Review of Economics and Statistics*, págs. 168-173.
- Rosen, S. (1986): "The Theory of Equalizing Differences" en *Handbook of Labour Economics*, Vol. I, Ashenfelter, O. y Layard, R. (eds.), cap. 12.
- Segura, J. et al. (1992): *Un panorama de la industria española*, Ministerio de Industria, Comercio y Turismo.
- Theil, H. (1971): *Principles of Econometrics*, John Wiley and Sons.

APENDICE ECONOMETRICO

El modelo [4] puede interpretarse como una variante del modelo de "efectos fijos" (véase, por ejemplo, Mundlak (1978) o Pakes (1983)). Mientras las variables X pueden considerarse no correlacionadas con la perturbación u , aún cuando estén correlacionadas con los efectos η , es posible la estimación consistente de β y la estimación insesgada de los efectos η . El estimador apropiado es el intragrupo (o de efectos fijos), con las debidas correcciones para tratar la heterocedasticidad de u . La eficiencia en la estimación de los efectos η dependerá del número de empresas incluidas en cada grupo.

Puesto que la ausencia de correlación entre X y u es la condición de estimación consistente, merece la pena discutir brevemente bajo qué supuestos se cumplirá. La operación de factores no competitivos dará lugar, por supuesto, a efectos individuales (por empresas). Es decir, existe un problema de posibles variables de variación individual relevantes omitidas como regresores. Sin embargo, una vez incluidos los efectos de grupo, lo único relevante serán las desviaciones individuales de estos efectos. Mientras se pueda suponer que dichas desviaciones no están correlacionadas con las X , su presencia no plantea ningún problema a la consistencia de la estimación.

En la estimación subsiguiente del modelo aparecerán, sin embargo, dos motivos distintos por los que puede existir correlación entre X y u . El primero es la posible presencia de errores en la medición de alguna variable. En concreto, la estimación exigirá tratar la presumible presencia de errores de medida en las horas normales de trabajo. Esta variable se utiliza en la construcción de la variable dependiente y , simultáneamente, es candidata a formar parte del vector representativo de las condiciones de trabajo, lo que puede determinar la aparición de un efecto espúreo e inconsistencias en la estimación. Para la solución de este problema se propone utilizar como instrumento las medias de la variable sujeta a error de observación, para un grado determinado de agregación de las observaciones individuales (véase Pakes (1983)). Si el número de unidades por agrupación realizada es suficientemente grande, los errores de observación tendrán a cancelarse.

El segundo problema consiste en la inobservabilidad a escala individual de variables incluidas en X , presuntamente correlacionadas con el resto. En los datos utilizados, esto es relevante porque existen dos importantes proporciones de los trabajadores empleados para las que no existe información a escala de empresa, las proporciones de mujeres y jóvenes.

Supóngase que se dispone de un vector, x_{1s} , de observaciones de las medias de x_1 para una desagregación de los J grupos en varios subgrupos. La variable inobservada x_1 puede descomponerse en el componente observado y el inobservado. La inobservabilidad de x_1 que se incorpora al error de la ecuación [4], será por definición ortogonal a x_{1s} y η , pero es probable que esté correlacionada con X provocando el sesgo de las estimaciones MCO. Para estimar consistentemente, se propone apoyarse en la infor-

mación contenida en la variabilidad subgrupal para proceder a una predicción individual de x_{1j} , y así eliminar el componente del error no ortogonal a X . (Véase Jaumandreu y Martínez (1994) para una descripción detallada). El error que permanezca, al sustituir en x_{1j} por su predicción, será ortogonal a X . Este procedimiento sólo es aplicable en la estimación conjunta de β y η si se cuenta con las observaciones x_{1j} , referidas a una desagregación superior a la agrupación J .

APENDICE DE DATOS

Los datos utilizados en el análisis corresponden a la muestra de empresas manufactureras para 1990 de la Encuesta de Estrategias Empresariales (ESEE). Detalles sobre esta muestra pueden encontrarse en Segura et al. (1992). De un total de 2188 empresas, se excluye un pequeño número de empresas para las que se supone existe algún problema en los datos de empleo no asalariado y, además, las empresas en las que falta alguna de las variables básicas, las empresas sin asalariados y las que poseen un empleo total inferior a cinco personas. Esto proporciona el número básico de 2.093 empresas, entre las que existen 1.414 de menos de 200 trabajadores y 679 de 200 y más. La agrupación de las empresas por intervalos de margen precio-coste y propensión exportadora implica una reducción muestral adicional hasta 1.835 empresas.

Se trabaja con dos niveles de agrupación sectorial de las empresas. El primero corresponde a la clasificación a tres dígitos CNAE, que proporciona 112 actividades manufactureras. Las variables sectoriales están disponibles a este nivel. El segundo corresponde, excepto por algunas agregaciones, a la NACE-CLIO R 44, que proporciona 18 sectores manufactureros. Los efectos se estiman para este segundo nivel.