



FEDEA
FUNDACIÓN DE ESTUDIOS DE ECONOMÍA APLICADA

JORGE JUAN, 46
28001 MADRID
TELS. 435 04 01/91
FAX: 577 95 75

**INDICIACION SALARIAL Y EMPLEO:
UN ANALISIS DESAGREGADO PARA
EL CASO ESPAÑOL***

por
MARIA DRAPER FONTANALS**

Documento de Trabajo 93-03

Abril 1993

- * Este trabajo constituye una versión de la tesina presentada por el autor al completar el Programa de Estudios de Postgrado 1990-92 del Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI) y revisada en la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).
- ** Agradezco sinceramente a J. Andres su valiosa colaboración como director de este trabajo. Asimismo quiero agradecer los comentarios de J.F. Jimeno, las sugerencias de M. Arellano en el tratamiento econométrico, la ayuda de L. Villanueva en la obtención de los datos y todo el apoyo de mis compañeros del CEMFI. Cualquier posible error es de mi exclusiva responsabilidad.

Resumen

Este trabajo analiza la determinación de salarios en la economía española en el período 1984-89 distinguiendo entre sectores. Se trata de un estudio desagregado en el que se estiman ecuaciones de salarios, haciendo especial hincapié en la comparación sectorial del grado de indiciación salarial a las variaciones de productividad específicas de la empresa. Nuestros resultados indican que existen diferencias muy significativas en el mismo por sectores y que ello podría estar teniendo consecuencias adversas para el empleo agregado.

1.- INTRODUCCION

La economía española presenta una tasa de paro elevada y persistente. La fuerte recuperación del empleo ocurrida en el período 1986-90 no se ha visto acompañada por una caída importante en dicha tasa de paro, que se sitúa en la actualidad en torno al 20%.

Una explicación de este comportamiento podría ser una determinación de salarios inadecuada. Por ello este trabajo se propone investigar los factores explicativos de la formación de salarios en nuestro país distinguiendo entre sectores.

Los salarios en España se determinan fundamentalmente mediante la negociación colectiva entre representantes de trabajadores y empresarios, siendo las previsiones de inflación la causa principal de los aumentos salariales pactados en los convenios de duración anual y jugando un papel muy reducido otros factores -como las cláusulas de productividad-. Además, a nivel de empresa los propios trabajadores empleados eligen a sus representantes, por lo que cabe esperar que éstos trasladen los intereses de aquéllos a las negociaciones de salarios.

Acorde con este marco institucional, nuestra representación del mercado de trabajo va a ser la de un mercado no competitivo donde trabajadores empleados (*insiders*) y empresarios negocian los salarios, viéndose afectada esta negociación por el comportamiento de los trabajadores no empleados (*outsiders*). Los salarios resultantes de la misma van a depender de dos tipos de factores: por un lado, de los factores internos -o específicos de la empresa o industria- y, por otro, de los factores externos -es decir, de la situación general del mercado de trabajo-.

Al grado de respuesta de los salarios a las variaciones de productividad en la empresa se le conoce como poder de los *insiders* y se representa por un solo parámetro (μ). Dicho parámetro no se puede estimar con datos agregados (véase Andrés y García (1991a)). Por ello, los estudios más recientes que evalúan el grado de indicación de los salarios a la productividad (Andrés y García (1991b) y Dolado y Bentolila (1992)) se han realizado a nivel desagregado.

Los trabajos mencionados comparten implícitamente el supuesto de μ común a todos los sectores.¹ En ellos se pone de manifiesto una escasa respuesta de los salarios a los factores específicos de la industria o empresa (μ nunca superior a 0,15) y, por el contrario, una elevada sensibilidad de los mismos a la situación general del mercado de trabajo -y especialmente a consideraciones de salario relativo-.

Esto significa, en principio, que las empresas deben renunciar a ajustar sus salarios a sus condiciones económicas particulares y no es posible minimizar las pérdidas de empleo en aquellos sectores donde el crecimiento de la productividad del trabajo es menor que la media. Ello sugiere que, mientras en estos sectores ("retardatarios") se destruiría empleo, en aquellos con una productividad superior a la media ("dinámicos") se crearía, produciéndose entonces una reasignación del empleo de las industrias menos productivas a las más expansivas.²

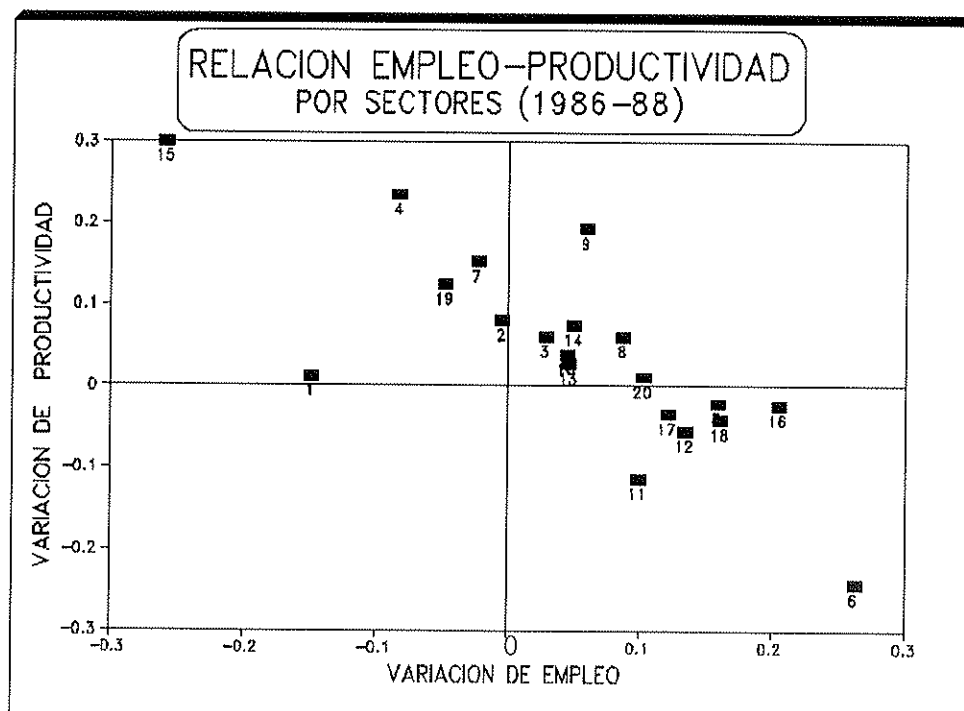
Sin embargo, el gráfico adjunto, que relaciona las variaciones de productividad y empleo de veinte sectores³ en el período 1986-88 no se corresponde en absoluto con el esquema de comportamiento antes señalado. Por el contrario, parece existir una relación negativa entre ambas magnitudes, de forma que cuanto mayor es la ganancia de productividad experimentada en un sector mayor es la destrucción de empleo que en el mismo tiene lugar (y viceversa). Esta distribución del crecimiento del empleo sugiere, pues, diferencias sectoriales importantes en lo que se refiere al proceso de determinación salarial en la economía española, cuestión que no ha sido hasta ahora abordada en la literatura y en la que se pretende dar un primer paso en este estudio.

El objetivo de este trabajo, propuesto en Andrés y García (1991b), es medir el poder de los *insiders* por sectores. Con datos de la Central de Balances del Banco de España de 2183 empresas industriales y de servicios agrupadas en veintiún sectores

¹En Dolado y Bentolila (1992), con un modelo en que los trabajadores temporales no intervienen en la negociación de salarios, se estima el poder de los *insiders* por sectores utilizando variables *dummies* y se concluye que existe un cierto grado de heterogeneidad entre los mismos.

²Véase Andrés y García (1991b) y Jimeno (1992).

³Véase Apéndice 2.



se estiman ecuaciones de salarios para el período 1984-89. La conclusión es que el grado de indicación salarial a las variaciones de productividad específicas de la empresa presenta diferencias sectoriales muy significativas, tomando los μ_i ($i=1, \dots, 21$) un rango amplio de valores entre cero y la unidad.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección segunda se presenta el modelo teórico y se desarrollan las implicaciones para el empleo de distribuciones sectoriales alternativas para el parámetro de interés. En la tercera sección se describen la base de datos utilizada y el procedimiento de estimación y se recogen los resultados econométricos. La sección cuarta contiene las conclusiones y posibles extensiones de este estudio.

2.- MODELO TEORICO

Para fundamentar microeconómicamente el proceso de determinación de salarios y pasar revista a sus implicaciones macroeconómicas se ha elegido, siguiendo a

Layard, Nickell y Jackman (1991), un modelo de *insiders-outsiders* de oferta de trabajo, que proporciona una justificación al funcionamiento no competitivo de ese mercado.

Los modelos de *insiders-outsiders* formalizan una interpretación del desempleo de gran actualidad en la segunda mitad de los años ochenta. No todos los trabajadores son igualmente elegibles para un puesto de trabajo; en particular, el trabajador empleado (*insider*) tiene más probabilidades de mantener su empleo que otro proveniente del exterior (*outsider*) de ocuparlo. Ello se debe a los costes fijos asociados a la contratación, formación y despido, que confieren a los trabajadores empleados un poder de monopolio que se manifiesta en las negociaciones salariales.

La determinación del salario tiene como fin alcanzar el máximo pago posible que asegure el volumen de empleo previamente fijado como objetivo por parte de los negociadores -en general, la empresa y sus *insiders*-. Por ello los salarios aumentan cuando tiene lugar un incremento exógeno en el precio del producto, en la demanda del mismo o en la productividad del trabajo.

Esto significa que los salarios se indican para absorber las ganancias de productividad (nominal) experimentadas por la empresa y el grado en que esto se produce proporciona una medida del poder de los *insiders*. Al actuar este mecanismo de fijación de salarios se reduce (o incluso anula) el incentivo de la empresa a aumentar el *output* y, por consiguiente, el empleo, lo cual implica un funcionamiento no competitivo del mercado de trabajo.

Se trata de un modelo de negociación a la "right to manage", en el que sindicato -representando a los *insiders*- y empresa negocian sobre salarios, considerando el efecto esperado de su decisión sobre precios, producción y empleo. A su vez la empresa decide las variables anteriores unilateralmente, dado el salario. Por ello, la derivación formal de la ecuación de salarios que se realiza a continuación comprende dos etapas: una, al principio del período, en que se negocia el salario existiendo incertidumbre sobre el precio del *output*; y otra posterior, una vez se ha revelado dicha variable, en que la empresa, tomando el salario como dado, determina el *output* y el empleo.

2.1.- La empresa

Sea i una empresa representativa no competitiva que produce un bien homogéneo con una tecnología que, para simplificar, suponemos Cobb-Douglas con la siguiente forma:

$$Y_i = A_i N_i^\alpha \quad (1)$$

donde Y es la producción, N el nivel de empleo y A el coeficiente de progreso técnico.⁴

La empresa se enfrenta a una demanda isoelástica de su producto dada por:

$$Y_i = \varepsilon_i (P_i)^{-\eta} Y_{di}, \quad \eta > 1 \quad (2)$$

donde P es el precio del producto, Y_d un índice de demanda y ε una variable aleatoria con media uno que representa *shocks* de demanda en el corto plazo y cuyo valor no se conoce hasta después de la negociación salarial. Precio, producción y empleo se determinan por la empresa *ex-post*, es decir, una vez que se conoce ε .

La empresa elige el empleo para maximizar el beneficio (Π) que viene dado por:

$$\Pi_i = P_i Y_i - W_i N_i \quad (3)$$

donde W es el salario. De la condición de primer orden de la maximización de (3) sujeto a (1) y (2) se obtiene el nivel de empleo en términos del salario y de variables exógenas:

⁴ A_i es equivalente a:

$$B_i K_i^{1-\alpha},$$

estando el coeficiente de progreso técnico (B_i) y el capital (K_i) predeterminados.

$$N_i = \tilde{\epsilon}_i \left[\frac{W_i}{\alpha k A_i^k Y_{di}^{1/\eta}} \right]^{-1/(1-\alpha k)} \quad (4)$$

donde $k (=1-1/\eta)$ indica el grado de competitividad en el mercado del producto y $\tilde{\epsilon}_i = \epsilon_i^{1/\eta(1-\alpha k)}$. Según (4), el nivel de empleo que maximiza el beneficio es una función creciente de la intensidad del factor trabajo, la competitividad en el mercado del producto, el progreso técnico y el nivel de demanda, siéndolo decreciente en el salario y la elasticidad de demanda.

Suponiendo entonces, sin pérdida de generalidad, que $\tilde{\epsilon}_i$ es una variable aleatoria de media uno, se tiene que:

$$N_i = \tilde{\epsilon}_i N_i^e \quad (5)$$

A partir de aquí, usando (2), se llega a que:

$$N_i^e = \left[\frac{1 - \alpha k}{\alpha k} \right]^{-1/(1-\alpha)} \quad (6)$$

y es inmediato derivar la expresión para el beneficio máximo *ex-ante*:

$$\Pi_i^e = \left[\frac{1 - \alpha k}{\alpha k} \right] W_i N_i^e \quad (7)$$

Así pues, bajo el supuesto hecho para la función de producción, la participación del beneficio en la remuneración salarial *ex-ante* resulta ser independiente del salario negociado así como decreciente en la intensidad del trabajo y el grado de competitividad.

2.2.- El sindicato

En este trabajo se supondrá que el sindicato -o, en general, la unidad negociadora- representa sólo a los trabajadores empleados (*insiders*) y que desea maximizar su utilidad, tomando como dadas las variables agregadas (paro y salario agregado). Suponiendo que los despidos se distribuyen aleatoriamente y que existe neutralidad al riesgo, la función objetivo del sindicato en la negociación con la empresa i -ésima es la renta esperada (V) del miembro representativo

$$V_i = S_i W_i + (1-S_i)W^a \quad (8)$$

donde S es la probabilidad de estar empleado en el período siguiente -de "sobrevivir"-, que claramente depende del salario, y W^a es la renta esperada de un trabajador que pierda su trabajo en la empresa.

La renta "alternativa" esperada viene dada por

$$W^a = (1 - p(\bar{u}))\bar{W}^e + p(\bar{u})B = \bar{W}^e[1 - p(\bar{u})(1 - b)] ; \quad p' > 0 \quad (9)$$

donde $p(\bar{u})$ es la probabilidad de estar parado, $\bar{W}^e$ el salario esperado que podría obtenerse en el mercado de trabajo, B el subsidio de paro y $b(=B/\bar{W}^e)$ la tasa de reemplazamiento esperada.

Una vez que la empresa decide el nivel de empleo, los *insiders* (M_i) tienen prioridad para acceder a los puestos disponibles. De ahí que la probabilidad de "supervivencia" venga dada por

$$\begin{aligned} S_i &= \text{prob} [N_i \geq M_i] + E(N_i/M_i | N_i < M_i) \text{prob} [N_i < M_i] = \\ &= \text{prob} [\tilde{\epsilon}_i \geq M_i/N_i^e] + (N_i^e/M_i)E(\tilde{\epsilon}_i < M_i/N_i^e) \text{prob}(\tilde{\epsilon}_i < M_i/N_i^e) = \\ &= S(M_i / N_i^e(W_i)) = S_1(M_i / N_i^e) = S_2(W_i) \end{aligned} \quad (10)$$

siendo $S_1', S_2' < 0$. Como es lógico, la probabilidad de permanecer empleado en el período siguiente es mayor cuanto menor sea el número de *insiders* y aumenta al hacerlo el empleo esperado, dado el valor de la otra variable. En lo sucesivo ϵ_{SW} y ϵ_{SN} representarán los valores absolutos de las elasticidades de la probabilidad de supervivencia respecto a W y M/N^e , respectivamente.

2.3- La negociación de Nash

La determinación del salario se basa en el modelo de negociación de Nash⁵ según el cual el objetivo a maximizar viene dado por

$$\Omega_i = [S_i(W_i - W^a)]^\beta \Pi_i^e \quad (11)$$

donde β representa el poder de negociación relativo del sindicato. Esto se debe a que los puntos de *status quo*⁶ son $\bar{\Pi} = 0$ y $\bar{V} = W^a$.

Por la condición de primer orden de maximización de Ω respecto a W se tiene que:

$$\frac{\delta \log \Omega}{\delta W_i} = \frac{\beta}{W_i - W^a} + \frac{\beta}{S_i} \frac{\delta S_i}{\delta W_i} - \frac{N_i^e}{\Pi_i^e} = 0 \quad (12)$$

una vez aplicado el teorema de la envolvente ($\delta \Pi_i^e / \delta W_i = -N_i^e$). Multiplicando por W_i , invirtiendo y teniendo en cuenta que $\epsilon_{SW} = \epsilon_{SN} \epsilon_{NW}$ y la fórmula para Π_i^e dada por (7), se obtiene una expresión del *mark-up* del salario negociado respecto a la renta alternativa:

⁵El modelo aquí desarrollado es esencialmente estático. En él los agentes no se dan cuenta de que, cuanto mayor sea el salario que se determina hoy, menor será el empleo y el número de *insiders* para la negociación de mañana. No obstante, se utiliza por no existir formulación dinámica satisfactoria y por simplificarse así el análisis empírico.

⁶En este modelo de Nash los puntos de *status quo* hacen referencia a la utilidad que el miembro representativo puede obtener mientras se negocia, en caso de que no se alcance un acuerdo inmediato.

$$\frac{W_i - W^a}{W_i} = \frac{1 - \alpha k}{\varepsilon_{SN}(W_i) + \alpha k / \beta} \quad (13)$$

De acuerdo con (13), el margen anterior será mayor no sólo cuanto más efectivos sean los sindicatos (mayor β y menor M_i) sino también cuanto mayores sean las distintas rentas procedentes del mercado del producto (mayor Y_d y menor k) y otras cuasi-rentas (menor α) que puedan ser extraídas.

2.4.- Modelo empírico

A partir del *mark-up* del salario respecto a la renta "alternativa" (dado por (13)), la expresión de esta última ((9)), la dependencia de la elasticidad de la "supervivencia" respecto a la demanda esperada de trabajo y la fórmula de ésta dada por (6), es posible aproximar el modelo de forma logarítmico-lineal y obtener el impacto de todas las variables relevantes sobre los salarios de la empresa:

$$w_i = \text{constante} + \mu [a_i + p_i^e - (1 - \alpha)m_i] + (1 - \mu)[\bar{w}^e - c_1 \bar{u} + c_2 b] + c_3 \beta + c_4 k \quad (14)$$

donde $0 \leq \mu \leq 1$, debido a la homogeneidad de W en $\bar{W}^e$ y M/N_p^e (véase Jackman, Layard y Nickell (1991), p.183).

Para ofrecer una formulación empírica más adecuada se elimina el coeficiente de progreso técnico, que es inobservable, utilizando la función de producción (1). Asimismo, se supone que los *insiders* son los empleados del período anterior, es decir, se hace $m = n_{-1}$.

Tras estas dos precisiones (14) queda como sigue:

$$w_i = \text{constante} + \mu [(p + y - n)_i^e + (1 - \alpha)\Delta n_i^e] + (1 - \mu)[\bar{w}^e - c_1 \bar{u} + c_2 b] + c_3 \beta + c_4 k \quad (15)$$

La ecuación (15) es la base para el análisis empírico y presenta el salario negociado como una combinación lineal de dos tipos de factores:

a) los **factores internos o específicos de la empresa** (factores *insider*), que se refieren principalmente a su capacidad de pago -dada por su productividad $(p + y - n)_i^e$ y por la competitividad en el mercado del producto (k) -pero también al poder del sindicato- que se refleja en su tamaño (Δn^e) y su fuerza negociadora (β) ;⁷ y

b) los **factores externos o que reflejan las condiciones generales del mercado de trabajo** (factores *outsider*), que comprenden el salario agregado $(\bar{W})$, la tasa de paro $(\bar{u})$ y otros determinantes exógenos de los salarios -tales como la tasa de reemplazamiento (b)- y, en consecuencia, que influyen sobre la capacidad de la empresa para contratar, retener y motivar a su personal.

El parámetro μ -nuestro parámetro de interés- representa el **grado de indiciación salarial a las variaciones de productividad en la empresa**. μ indica la respuesta de los salarios a la evolución presente o prevista el nivel de actividad de la empresa y, de no existir ajuste por esa vía, las variaciones de productividad se traducirían en cambios consiguientes en el nivel de empleo. Por eso el poder de los *insiders* -o peso de los factores específicos de la empresa- en la determinación de salarios es crucial para el funcionamiento del mercado de trabajo.

Dada la importancia del parámetro μ conviene hacer referencia a sus principales determinantes. A partir de la expresión del mismo dada por

$$\mu = \frac{(1 - \alpha k) M_i \varepsilon'_{SN}}{(\varepsilon_{SN} + \alpha k / \beta)^2 (1 - \alpha) N_i^e} \left[\frac{\bar{W}^e}{W_i} (1 - p(\bar{u}) (1 - b)) + \frac{(1 - \alpha k) M_i \varepsilon'_{SN}}{(\varepsilon_{SN} + \alpha k / \beta)^2 (1 - \alpha) N_i^e} \right]^{-1} \quad (16)$$

se tiene que el poder de los *insiders* es creciente en el poder de negociación del sindicato (β) y decreciente en el grado de competitividad en el mercado del producto (k) y en la intensidad del factor trabajo (α).

⁷Por extensión algunos trabajos incluyen entre los factores *insider* las variables financieras de la empresa. (Véase, por ejemplo, Nickell y Wadhvani (1990) y Dolado y Bentolila (1992)).

Por último, al incluir la ecuación (15) el salario agregado podrá existir un **efecto salario relativo** que, como se verá más adelante, puede tener importantes implicaciones para el empleo agregado. Siempre que μ sea distinto de la unidad -o sea, que no se trate del modelo de *insiders* puro-, existirá una relación entre el salario que paga la empresa y el salario alternativo que se puede encontrar en el mercado.

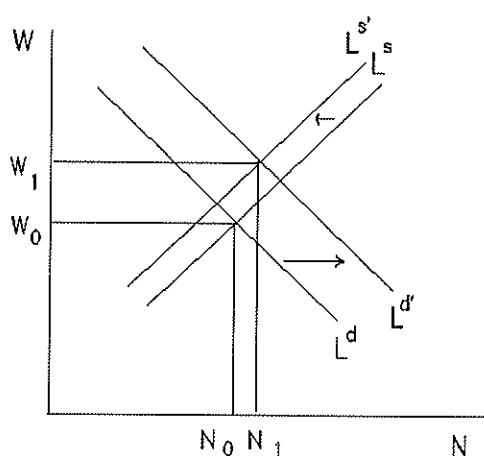
Así pues, de este modelo se deriva que los salarios responden tanto a la situación económica específica de la empresa como a las condiciones generales del mercado de trabajo (factores internos y externos), resultado que ya es por sí mismo bastante sugerente y que ha recibido un apoyo decidido en la literatura empírica. Pero del mismo también surgen extensiones por las que el poder de los *insiders* puede tener importantes implicaciones para el comportamiento macroeconómico y que enlazan, por tanto, con la motivación de este trabajo.

2.5.- Distribución sectorial del poder insider y empleo

La literatura disponible sobre modelos de *insiders-outsiders* comparte implícitamente el supuesto de que todos los sectores de la economía presentan las mismas características estructurales y, por tanto, responden a idénticos parámetros de comportamiento. Entre estos se encuentra el peso de los *insiders* y ello supone que, **sea cual sea el valor de μ** , la distribución sectorial de variaciones en la productividad no puede provocar cambios muy importantes en el (nivel del) empleo agregado (aunque sí en su composición).

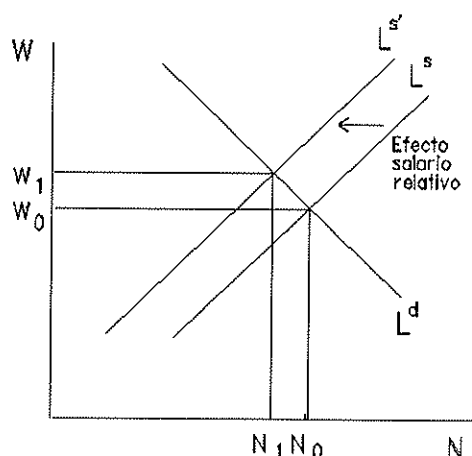
Se puede ver intuitivamente que el resultado anterior se debe a un comportamiento simétrico entre sectores. Por un lado, los **recesivos** o **retardatarios** (con productividad baja en términos relativos) experimentan -por el efecto salario relativo- una presión adicional sobre sus costes laborales unitarios, que provoca una disminución en su nivel de empleo. Paralelamente, los **expansivos** o **dinámicos** (con elevada productividad respecto a los anteriores) disfrutan de una ventaja comparativa y en ellos se produce un incremento del empleo que contrarresta la pérdida de puestos de trabajo en los otros sectores, de forma que no hay un efecto significativo a nivel agregado.

Gráficamente:⁸



Sector dinámico

$$(\mu_i = \mu)$$



Sector retardatario

$$(\mu_i = \mu)$$

De forma equivalente se pueden relacionar en un solo gráfico las variaciones de productividad y empleo en caso de existir dispersión sectorial de estas magnitudes. Bajo el supuesto de que el poder de los *insiders* sea igual para todos los sectores, obtendríamos, *ceteris paribus*, una línea con pendiente positiva, viniendo determinada su posición por el valor de μ (desplazándose hacia la izquierda cuanto mayor sea).

Sin embargo, parece razonable pensar que las características estructurales de los sectores -entre las que se encuentran el poder negociador del sindicato, el grado de competitividad en el mercado del producto y la intensidad del factor trabajo- puedan ser

⁸W representa el salario, N el nivel de empleo, L^d la demanda de trabajo y L^s la oferta de trabajo.

distintas y generar una dispersión en el parámetro μ (véase (16)) y, en este caso, el empleo agregado sí se vería afectado por los diferenciales de productividad.

Consideremos la siguiente modificación de la ecuación de salarios (14) en la que permitimos la heterogeneidad de los sectores en relación al parámetro μ y donde, para ahorrar notación, se supone:

$$w_i = \mu_i(p_i + a_i) + (1 - \mu_i)\bar{w}^c \quad (21)$$

La agregación en el caso simplificado de dos sectores ($i=1,2$), bajo el supuesto de competencia perfecta en el mercado del producto, da lugar a la siguiente ecuación de empleo (ver Apéndice 1):

$$N = \left[\frac{A_1}{A_2} \right]^{\rho_1} + \left[\frac{A_2}{A_1} \right]^{\rho_2} \quad (22)$$

en donde:

$$\rho_1 = \frac{(1 - \mu_1)\theta_2\mu_2}{(1 - \alpha)(\theta_1\mu_1 + \theta_2\mu_2)} \quad \text{y} \quad \rho_2 = \frac{(1 - \mu_2)\theta_1\mu_1}{(1 - \alpha)(\theta_1\mu_1 + \theta_2\mu_2)}$$

La ecuación (22) tiene una interpretación clara. Cuando el poder de los *insiders* no es homogéneo entre sectores, las variaciones de la productividad influyen en el empleo total de distinta forma según las características del sector en que tienen lugar, por lo que ya no se mantiene el resultado de invariabilidad en el nivel del empleo agregado. De hecho, se puede comprobar (véase Apéndice 1) que:

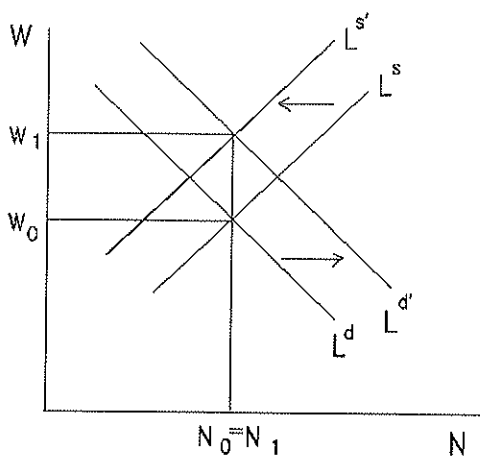
$$\lim_{\mu_2 \rightarrow 0} \left[\frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} \right] > 0 \quad \text{y} \quad \lim_{\mu_2 \rightarrow 1} \left[\frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} \right] < 0$$

Es decir, el empleo agregado se reduce cuando tiene lugar un incremento relativo en la productividad de un sector con un valor elevado de μ ($\mu_2 = 1$) y, por el

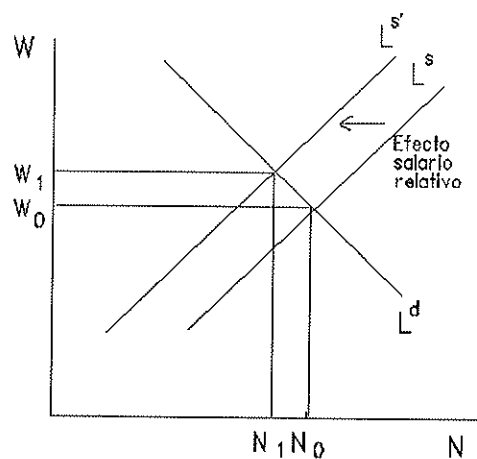
contrario, aumenta cuando se produce en un sector con un bajo grado de indicación salarial a las variaciones específicas de productividad ($\mu_2 = 0$).

Se puede ver claramente en un caso extremo. Supongamos que $\mu_2 = 1$ y $\mu_1 = 0$ que el aumento de productividad se produce exclusivamente en el sector 2. Según esto, en el sector 2 no variará el empleo -al haber un desplazamiento de demanda a la derecha y uno equivalente de oferta hacia arriba-, pero sí tendrá lugar un aumento de los salarios en la proporción del crecimiento de A_2 . Ese aumento salarial, como consecuencia del efecto salario relativo, constituye un *shock* de oferta negativo para el sector 1, que reducirá su empleo y con ello el empleo total.

Gráficamente:



Sector dinámico
($\mu_i = 1$)

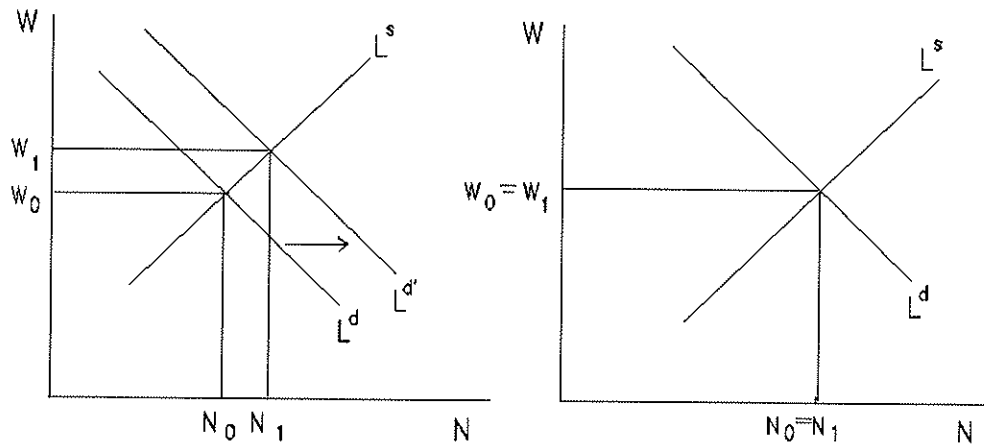


Sector retardatario
($\mu_i = 0$)

Si, de acuerdo con el efecto salario relativo, las industrias con baja productividad se ven influidas principalmente por salarios alternativos mientras que las ganancias de productividad en las industrias más dinámicas se trasladan totalmente a los salarios, el proceso de reasignación del empleo se puede ver interrumpido, ya que la pérdida de puestos de trabajo en las industrias menos productivas no se correspondería con los nuevos empleos en las más productivas. Es decir, la existencia de una correlación positiva entre el poder de los *insiders* y la variación de productividad por sectores constituiría una distorsión en el mecanismo de formación de rentas de consecuencias negativas para el crecimiento del empleo.

Paralelamente cabe plantearse el caso en que $\mu_2 = 0$ y $\mu_1 = 1$ y únicamente se produce un aumento de productividad en el sector 2. En esta situación los salarios del sector 2 aumentarán y tendrá lugar un incremento del empleo en el mismo -al haber un desplazamiento de demanda a la derecha-. Por su parte, el sector 1 no experimentará ningún cambio ya que responde en exclusiva a variaciones específicas del mismo, produciéndose entonces un aumento del empleo agregado.

Gráficamente:



Sector dinámico
 $(\mu_i = 0)$

Sector retardatario
 $(\mu_i = 1)$

Esto significa, pues, que una correlación negativa entre variación de productividad y poder de los *insiders* por sectores es favorable para el empleo. Como en los dinámicos los salarios no se alteran, las ganancias de productividad sólo se traducen en incrementos del empleo y, por tanto, no suponen para los recesivos una presión adicional sobre sus costes laborales -que, dado su estancamiento en términos de productividad, sólo conduciría a una destrucción de empleo en esos sectores, anulando los efectos positivos de los otros sobre el agregado-.

No obstante, es una cuestión empírica determinar si existen diferencias entre μ_i por sectores, de qué dependen éstas y si presentan alguna pauta de correlación con la distribución sectorial de las variaciones en la productividad.⁹

⁹Véase Andrés y García (1991a).

En la introducción se puso de manifiesto que existe dispersión sectorial en lo que se refiere a variaciones de productividad y de empleo y en el análisis anterior las implicaciones macroeconómicas que pueden derivarse, en el seno del modelo de *insiders-outsiders*, de que la determinación de salarios sea distinta por sectores. Esto justifica plenamente el objetivo de este trabajo: el dar un primer paso en el análisis empírico propuesto, permitiendo heterogeneidad sectorial en el grado de indicación salarial a las variaciones de productividad específicas de la empresa, es decir, estimando μ_i distintos por sectores.

3.- ESTIMACION

3.1.- Datos

Los datos utilizados pertenecen a la base que recopila la Central de Balances del Banco de España a partir de las cuentas públicas y alguna otra información complementaria de un conjunto de empresas no financieras tanto públicas como privadas.¹⁰ Inicialmente consistían en información relativa a 3016 empresas en el período 1984-1989 que, una vez aplicados los filtros necesarios, quedaron reducidas a 2183. Los detalles del proceso de selección así como la definición precisa de las variables empleadas se encuentran en el Apéndice 2.

Buscando el mayor nivel de desagregación posible, la muestra se dividió en veintidós sectores, definidos según la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) y teniendo en cuenta su correspondencia con las actividades económicas tratadas por la Central de Balances (véase Apéndice 2). Los sectores 9 y 15 han quedado fuera de la estimación por no tener un número suficiente de observaciones y no considerar adecuado

¹⁰La base de datos de la Central de Balances tiene, respecto al total de empresas existentes en la economía española, limitaciones de representatividad bien conocidas: predomina la empresa grande, pública y con un elevado porcentaje de personal fijo; no están suficientemente representados ni la agricultura ni los servicios distintos de los de transporte; y sólo están bien representadas las empresas cuyas actividades económicas principales son industria -excepto construcción-, energía y agua, productos químicos, transformación de los metales, extracción y transformación de los minerales y transportes y comunicaciones. No obstante, la actividad total que capta es importante.

unirlos a ningún otro sector. Por razones paralelas los sectores 1 y 2 se han integrado en uno solo bajo el epígrafe de Energía y Agua.

En la Tabla 1 se recogen algunos estadísticos descriptivos de los sectores y también de las variables agregadas.

Tabla 1

A. Datos de empresa

SECTOR	EMPLEO TOTAL		EMPLEO TEMPORAL		VENTAS ⁽¹⁾		COSTE LABORAL POR EMPLEADO ⁽²⁾		NUMERO DE EMPRESAS	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	Privadas	Públicas
1-2	1093 (2538)	-3,84	44 (86)	14,37	27 (6)	7,83	3,62 (1,02)	15,78	54	38
3	322 (776)	-7,45	30 (67)	46,15	5 (14)	26,73	2,58 (0,78)	15,51	124	10
4	228 (337)	1,53	24 (60)	31,24	4 (8)	19,18	3,29 (0,90)	18,79	201	6
5	165 (287)	2,24	30 (67)	73,06	2 (4)	22,69	2,48 (0,64)	16,58	123	3
6	193 (405)	3,79	22 (49)	109,63	2 (4)	38,40	2,84 (0,90)	18,60	100	0
7	471 (698)	7,02	72 (131)	56,92	5 (9)	36,07	2,81 (1,19)	17,94	83	5
8	1295 (3241)	-2,86	72 (159)	163,32	26 (73)	39,72	2,62 (0,54)	20,08	54	1
9	1621 (3392)	-6,30	50 (98)	121,17	9 (18)	20,78	2,75 (0,57)	18,29	14	11
10	237 (673)	3,12	80 (216)	20,52	6 (30)	16,36	2,24 (0,89)	18,54	220	5
11	206 (452)	-1,70	26 (76)	47,98	2 (3)	6,35	1,86 (0,54)	11,81	166	1
12	113 (162)	6,10	22 (58)	93,75	2 (3)	22,50	1,82 (0,57)	16,09	51	1
13	178 (284)	2,37	26 (45)	54,64	3 (7)	20,53	2,74 (0,94)	18,99	88	3
14	397 (1539)	2,09	26 (43)	56,41	4 (17)	27,02	2,39 (0,80)	13,45	70	1
15	129 (144)	0,51	27 (59)	51,75	1 (1)	10,90	2,06 (0,54)	12,93	26	0
16	797 (1806)	4,94	1081 (6409)	24,37	8 (20)	28,13	2,76 (1,03)	18,67	89	6
17	215 (1803)	12,21	107 (1324)	60,23	5 (27)	32,68	2,82 (1,46)	16,37	341	6
18	173 (290)	4,08	121 (204)	36,26	1 (2)	34,58	2,02 (0,44)	18,49	39	0
19	1830 (8973)	-6,67	122 (619)	9,94	14 (70)	24,78	2,71 (0,90)	16,32	57	36
20	511 (1294)	-3,53	14 (22)	134,86	2 (3)	13,42	2,38 (0,63)	18,82	30	6
OTROS SERVICIOS	210 (500)	-3,24	61 (165)	30,10	2 (4)	8,93	3,22 (1,98)	17,54	89	25

B. Datos agregados⁽³⁾

	Media	Tasa de Crecimiento (%)
Coste laboral por empleado ⁽²⁾	1,39	7,94
Tasa de paro	19,9	-2,96
Tasa de reemplazamiento	54,0	2,02

(a) Media del año 1988. Entre paréntesis figura la desviación estándar.

(b) Tasa de crecimiento en el período 1986-1988 (en tanto por ciento).

(1) En miles de millones de pesetas.

(2) En millones de pesetas.

(3) Para el período 1984-1989.

3.2.- Procedimiento de estimación

El modelo empírico adecuado para la estimación del modelo teórico es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 w_{it} = & a_i + a_1 w_{it-1} + a_2(p + y - n)_{it} + a_3 e_{it} + a_4 b_{it-1} + a_5 W_t + a_6 U_t + a_7 R_t \\
 & + a_8 \Delta n_{it} + v_{it} \quad \forall i = 1 \dots N \\
 & \quad \quad \quad \forall t = 1 \dots T
 \end{aligned} \tag{23}$$

donde w representa el coste laboral medio por empleado, $(p+y+n)$ la productividad observada del trabajo, e el ratio de personal temporal, b el beneficio por empleado, W el salario agregado, U la tasa de paro y R la tasa de reemplazamiento.¹¹ v_{it} es el término de error, que se distribuye n.i.d. $(0, \sigma_e^2)$.

Al disponer de un panel de datos se puede controlar el efecto fijo específico de cada empresa (a_i) y constante en el tiempo, potencialmente correlacionado con los regresores y atribuible a elementos tales como tecnología de producción, cualificación del personal, etc... Al mismo tiempo, los datos de panel permiten al modelo recoger la inercia presente en la formación de salarios, debida a la existencia de contratos a largo plazo y a la consideración de que el nivel de utilidad del sindicato puede depender tanto de cambios en el salario como del nivel absoluto del mismo.

Por ello se especifica un modelo autorregresivo con efectos individuales, en el que se incluyen dos tipos de variables explicativas adicionales a la propia endógena -desfasada un período-: unas estrictamente exógenas -las agregadas- y otras sólo predeterminadas -las específicas de la empresa-. Así pues, el procedimiento más adecuado de estimación consiste en tomar primeras diferencias, para eliminar la heterogeneidad inobservable constante, y utilizar el método generalizado de momentos (MGM) de Arellano y Bond (1990) para la obtención de estimadores más eficientes que los tradicionales de variables instrumentales.¹² El estimador MGM emplea un número finito de condiciones

¹¹Véase Apéndice 2 para la definición de las variables.

¹²El programa estadístico utilizado es el DPD, original de Arellano y Bond (1988).

de ortogonalidad -implicadas por el modelo- ponderadas de forma óptima de acuerdo con la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos.

Entonces, suponiendo que los errores del modelo en niveles son ruido blanco debería esperarse que los de la regresión en diferencias presentaran una estructura de MA(1). Esto se contrasta por medio de los estadísticos m_1 y m_2 de autocorrelación serial de primero y segundo orden, respectivamente, los cuales, bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación, se distribuyen $N(0,1)$.¹³

Por otro lado, el conjunto de instrumentos adecuado para instrumentar las variables predeterminadas varía en cada sección cruzada y consiste en retardos de esas y otras variables específicas de la empresa a partir del período $t-2$ hacia atrás, dadas las características del término de perturbación. Entre estas variables se encuentran las siguientes: coste laboral por empleado, productividad, total de empleados, ventas por empleado, beneficio por empleado y número de temporales -como tal y también homogeneizados-.¹⁴ En cada corte transversal se explota el máximo número posible de condiciones de ortogonalidad y se utilizan las restricciones sobreidentificadoras para contrastar la validez de los instrumentos utilizados, siendo ésta la hipótesis nula del test de Sargan, cuyo estadístico se distribuye como una chi-cuadrado con $m-k$ grados de libertad (k es el número de regresores incluidos en el modelo y m el número de instrumentos utilizados). Asimismo se emplea un test de Wald de significación conjunta de cada regresión que se distribuye como una chi-cuadrado con k grados de libertad.

3.3.- Resultados econométricos

En primer lugar se ha estimado el modelo empírico general (ecuación número 23) para cada uno de los sectores. A continuación se ha intentado mejorar la especificación en cada caso particular, eliminando de la ecuación general aquellas variables que demuestren no ser relevantes para la determinación de salarios en ese sector. Al poder prescindir de ellas sin que los valores obtenidos para el resto de los parámetros se vean

¹³Véase Arellano y Bond (1990).

¹⁴Al utilizar algunos de estos instrumentos -como ventas, beneficio o personal temporal en sus dos definiciones- fallan las especificaciones para diversos sectores.

sustancialmente alterados se obtiene una estimación más precisa de los mismos y, entre ellos, del parámetro clave de este estudio -el grado de indicación salarial a las variaciones de productividad específicas de la empresa (μ), o poder de los *insiders*-. Los resultados obtenidos se recogen en las Tablas 2 y 3, respectivamente.¹⁵

La muestra utilizada en la estimación, para ser apta para contrastar el modelo teórico subyacente, debería constar únicamente de empresas cuya negociación salarial se materializase en convenios de empresa y no en un convenio de sector. La razón es que en caso contrario la negociación de salarios no se correspondería con la planteada por el modelo de *insiders-outsiders* -es decir, no tendría lugar en el ámbito de la empresa, entre el empresario y un sindicato que representa a los trabajadores empleados en la misma-. Por ello, si los datos utilizados perteneciesen a empresas que siguen un convenio de sector no tendrían la variabilidad necesaria para estimar consistentemente los parámetros del modelo y, en consecuencia, no podrían representar la determinación de salarios de acuerdo con dicho modelo.

Por la misma razón debería disponerse de datos de salarios efectivamente negociados, como los de los convenios colectivos, y no de ganancias medias por trabajador, que son los que proporcionan los balances que se han utilizado en este trabajo.

Al carecer de estas informaciones se presenta un problema de selección de la muestra que podría explicar algunos resultados anómalos, como por ejemplo que en la Hostelería (grupo 18), donde se aplica mayoritariamente el convenio del sector, no funcione el modelo.¹⁶ No obstante, salvo en ese caso particular, las ecuaciones de salarios estimadas superan los tests de especificación en todos los sectores y, por tanto, se puede afirmar que el modelo de *insiders-outsiders* es adecuado para representar la determinación salarial en la economía española a nivel de empresa.

¹⁵En versiones preliminares de este trabajo se estimaron ecuaciones de salarios con *dummies* temporales en lugar de con variables agregadas y se puso de manifiesto que, a pesar de haber introducido un número de éstas igual al de grados de libertad disponibles, sus coeficientes estaban bien determinados.

¹⁶Al no obtenerse en ningún caso buenos resultados para los contrastes de especificación, el sector 18 no aparece en las tablas.

Tabla 2
ECUACION GENERAL DE DETERMINACION DE SALARIOS EN LA EMPRESA

VARIABLE INDEPEND.	SECTOR 1-2	SECTOR 3	SECTOR 4	SECTOR 5	SECTOR 6	SECTOR 7	SECTOR 8	SECTOR 10	SECTOR 11	SECTOR 12	SECTOR 13	SECTOR 14	SECTOR 16	SECTOR 17	SECTOR 19	SECTOR 20	SECTOR OTROS SERVICIOS
w_{it-1}	0,0811 (0,91)	0,1478 (1,84)	0,2317 (2,37)	0,2221 (1,91)	0,4008 (2,87)	0,3551 (6,07)	0,4356 (9,71)	0,2198 (2,87)	0,1747 (3,21)	0,4200 (5,71)	-0,1027 (-1,62)	0,3749 (11,60)	0,3502 (6,55)	0,1651 (1,92)	0,1683 (2,71)	0,4630 (20,49)	0,4312 (10,44)
$(p+y-n)_{it}$	0,1031 (1,59)	0,0320 (0,60)	0,3287 (2,30)	0,4417 (5,59)	0,1048 (2,53)	0,1383 (2,78)	0,0807 (4,00)	-0,0046 (-0,07)	0,0593 (1,24)	0,1150 (2,35)	0,1758 (3,60)	0,1837 (4,37)	0,2241 (7,46)	0,1314 (2,87)	0,2806 (6,60)	0,1538 (6,29)	0,1176 (4,61)
e_{it}	1,3322 (2,57)	-0,6595 (-3,68)	0,2312 (0,54)	-0,2876 (-1,25)	-0,5333 (-1,67)	-0,3813 (-1,16)	0,3052 (2,08)	-0,3886 (-1,74)	-0,0656 (-0,31)	-0,1364 (-0,76)	-0,2402 (-0,88)	-0,0738 (-0,52)	-0,3759 (-3,72)	-0,8690 (-3,11)	0,3936 (1,14)	0,1592 (2,28)	-0,0920 (-0,50)
b_{it-1}	-0,0008 (-0,71)	0,0084 (2,08)	0,0009 (0,18)	0,0188 (2,11)	0,0056 (1,18)	0,0065 (0,28)	-0,0333 (-7,90)	-0,0186 (-2,80)	-0,0090 (-1,07)	-0,0230 (-2,45)	0,0220 (3,98)	-0,0288 (-6,02)	0,0260 (6,47)	0,0005 (0,21)	-0,0006 (-0,08)	0,0062 (1,36)	0,0009 (0,50)
w_t	0,8158 (7,37)	0,8202 (7,45)	0,4395 (2,36)	0,3362 (2,36)	0,4944 (3,01)	0,5066 (6,09)	0,4838 (7,65)	0,7848 (8,91)	0,7659 (10,97)	0,4650 (4,44)	0,9269 (10,18)	0,4414 (7,30)	0,4257 (7,11)	0,7035 (6,29)	0,5510 (8,23)	0,3832 (8,92)	0,4511 (11,66)
U_t	-1,3551 (-2,87)	-2,014 (-6,58)	-1,5554 (-2,90)	-0,8555 (-2,30)	-1,2847 (-4,31)	-1,7993 (-3,70)	-1,3827 (-4,69)	-2,3518 (-9,25)	-0,9561 (-4,46)	-0,8115 (-2,50)	-1,5778 (-5,32)	-1,1935 (13,42)	-1,2946 (-3,85)	-1,7276 (-4,86)	-1,0709 (-2,84)	-1,0429 (-6,09)	-0,6373 (-1,31)
R_t	0,0693 (0,95)	-0,0628 (-0,83)	0,1168 (1,20)	0,2298 (2,55)	0,0322 (0,24)	0,2741 (2,78)	-0,0582 (-0,97)	-0,1284 (1,42)	0,1680 (3,14)	-0,1997 (-1,42)	0,0482 (0,50)	0,3474 (5,51)	0,2061 (2,51)	-0,1081 (-1,62)	-0,0332 (-0,43)	0,1719 (12,44)	0,1290 (0,95)
$\Delta \pi_{it}$	-0,2557 (-1,84)	-0,2262 (-2,66)	0,1729 (1,53)	-0,4442 (-2,16)	-0,4075 (-3,06)	-0,0834 (-1,46)	-0,2430 (-4,18)	-0,2155 (-2,40)	-0,4043 (-4,42)	-0,3437 (-3,03)	-0,2454 (-2,03)	-0,3022 (-9,02)	-0,3313 (-8,35)	0,0668 (0,66)	-0,2685 (-2,62)	-0,3788 (12,62)	-0,2026 (-4,06)
μ	0,1122 (1,57)	0,0375 (0,58)	0,4279 (2,12)	0,5678 (4,23)	0,1749 (1,82)	0,2144 (2,59)	0,1429 (3,11)	-0,0059 (-0,07)	0,0719 (1,24)	0,1983 (2,02)	0,1594 (3,33)	0,2938 (4,01)	0,3448 (6,52)	0,1574 (2,51)	0,3374 (6,54)	0,2864 (5,27)	0,2068 (5,04)
Nº observ.	276	402	621	378	300	264	165	675	501	156	273	213	285	1041	279	108	342
Test de Wald	106 (7)	182 (7)	145 (7)	135 (7)	141 (7)	195 (7)	3401 (7)	506 (7)	135 (7)	346 (7)	373 (7)	314 (7)	917 (7)	182 (7)	682 (7)	9848 (7)	266 (7)
Test de Sargan	21,76 (16)	31,28 (26)	11,18 (16)	19,31 (16)	17,14 (16)	16,07 (21)	15,28 (21)	35,68 (26)	22,80 (21)	17,38 (21)	23,26 (26)	24,77 (26)	23,15 (26)	17,78 (21)	8,70 (16)	26,75 (26)	27,93 (26)
m_1	-1,810	-2,041	-3,009	-3,297	-2,548	-3,065	-2,383	-4,589	-2,071	-3,548	-0,887	-2,478	-1,973	-3,052	-2,504	-2,074	-2,351
m_2	-0,284	0,220	0,991	-1,075	-0,514	-1,066	-0,544	0,260	-1,378	-0,277	-0,830	1,117	-0,291	0,607	-0,175	-1,377	0,972

Nota: Los números entre paréntesis que acompañan a los coeficientes estimados indican los ratios-t correspondientes y el resto los grados de libertad.

Tabla 3
MEJOR ESPECIFICACION PARA CADA SECTOR

VARIABLES INDEPEND.	SECTOR 1-2	SECTOR 3	SECTOR 4	SECTOR 5	SECTOR 6	SECTOR 7	SECTOR 8	SECTOR 10	SECTOR 11	SECTOR 12	SECTOR 13	SECTOR 14	SECTOR 16	SECTOR 17	SECTOR 19	SECTOR 20	SECTOR OTROS SERVICIOS
w_{it-1}	0,1072 (1,36)	0,1754 (2,20)	0,2342 (2,48)	0,2221 (1,91)	0,4694 (4,11)	0,3755 (5,37)	0,4307 (10,02)	0,3002 (4,10)	0,1924 (4,21)	0,3582 (5,24)	--	0,3749 (11,60)	0,3502 (6,55)	0,1823 (2,61)	0,2264 (7,88)	0,4658 (20,16)	0,4053 (13,81)
$(p + \gamma \cdot \pi)_{it}$	0,0881 (1,46)	0,0023 (0,06)	0,3373 (2,44)	0,4417 (5,59)	0,1187 (3,34)	0,0909 (2,56)	0,0876 (4,62)	0,0261 (0,45)	0,0991 (2,20)	0,1082 (2,28)	0,1726 (3,69)	0,1837 (4,37)	0,2241 (7,46)	0,1150 (2,73)	0,2693 (7,27)	0,1648 (7,84)	0,0891 (4,44)
e_{it}	1,4323 (2,89)	-0,6541 (-3,57)	0,3128 (0,81)	-0,2876 (-1,25)	-0,7928 (-3,46)	--	0,2372 (1,78)	--	--	-0,3347 (-2,40)	-0,2947 (-1,18)	-0,0738 (-0,52)	-0,3759 (-3,72)	-0,7938 (-3,61)	0,2887 (1,16)	0,2051 (4,13)	--
b_{it-1}	--	0,0082 (1,96)	--	0,0188 (2,11)	--	--	0,0314 (-11,40)	-0,0170 (-2,63)	--	--	0,0191 (3,84)	-0,0288 (-6,02)	0,0260 (6,47)	--	--	--	--
W_t	0,8046 (9,07)	0,8223 (8,54)	0,4285 (2,33)	0,3362 (2,36)	0,4119 (3,16)	0,5335 (6,63)	0,4817 (8,02)	0,6737 (8,02)	0,7085 (11,27)	0,5336 (5,37)	0,8275 (17,71)	0,4414 (7,30)	0,4257 (7,11)	0,7026 (7,41)	0,5043 (8,89)	0,3694 (8,93)	0,5056 (14,58)
U_t	-1,2533 (-2,81)	-2,1021 (-6,54)	-1,4740 (-3,47)	-0,8555 (-2,30)	-1,3259 (-4,11)	-1,6849 (-6,91)	-1,4128 (-4,73)	-1,9426 (-8,76)	-0,8385 (-5,50)	-0,9024 (-3,57)	-1,4647 (-5,23)	-1,1935 (-13,42)	-1,2946 (-3,85)	-1,7156 (-6,13)	-0,8373 (-3,30)	-0,9127 (-9,37)	-0,9241 (-5,47)
R_t	0,0759 (1,06)	--	0,1176 (1,23)	0,2298 (2,55)	--	0,2877 (3,89)	--	0,1820 (2,07)	0,1706 (3,51)	--	0,0559 (0,60)	0,3474 (5,51)	0,2061 (2,51)	-0,1010 (-1,98)	--	0,1696 (13,08)	0,1754 (1,61)
$\Delta \pi_{it}$	-0,2546 (-1,84)	-0,2200 (-2,69)	0,1783 (1,59)	-0,4442 (-2,16)	-0,4549 (-5,67)	-0,1072 (-2,50)	-0,2206 (-4,43)	-0,3466 (-4,79)	-0,3796 (-5,12)	-0,2625 (-2,74)	-0,2962 (-2,92)	-0,3022 (-9,02)	-0,3313 (-8,35)	--	-0,1254 (-1,34)	-0,3705 (-13,97)	-0,1972 (-5,24)
μ	0,0987 (1,49)	0,0028 (0,06)	0,4405 (2,21)	0,5678 (4,23)	0,2237 (2,37)	0,1456 (2,42)	0,1539 (3,52)	0,0373 (0,46)	0,1227 (2,19)	0,1686 (2,02)	0,1725 (3,69)	0,2938 (4,01)	0,3448 (6,52)	0,1406 (2,45)	0,3481 (6,30)	0,3085 (6,14)	0,1498 (4,37)
N° observ.	276	402	621	378	300	264	165	675	501	156	273	213	285	1041	279	108	342
Test de Wald	105 (6)	162 (6)	155 (6)	135 (7)	177 (5)	323 (5)	2802 (6)	394 (6)	149 (5)	334 (5)	526 (6)	314 (7)	917 (7)	245 (5)	1137 (5)	9372 (6)	307 (5)
Test de Sargan	22,14 (17)	28,80 (26)	11,46 (17)	19,31 (16)	16,92 (17)	18,48 (23)	15,44 (21)	35 (27)	23,15 (23)	20,77 (22)	20,05 (27)	24,77 (26)	23,15 (26)	20,14 (23)	9,62 (17)	27,76 (27)	29,08 (28)
m_1	-2,026	-2,176	-3,214	-3,297	-3,226	-2,860	-2,614	-4,456	-2,221	-3,420	-1,776	-2,478	-1,973	-3,815	-2,647	-2,120	-2,261
m_2	-0,344	0,084	0,996	-1,075	-0,661	-0,752	-0,547	0,386	-1,088	-0,742	-0,547	1,117	-0,291	0,325	-0,182	-1,447	0,856

Nota: Los números entre paréntesis que acompañan a los coeficientes estimados indican los ratios-t correspondientes y el resto los grados de libertad.

Los resultados que se recogen en las tablas son los obtenidos una vez impuesta la restricción de homogeneidad nominal a largo plazo en los factores internos y externos que se deriva del modelo. En versiones preliminares se comprobó que esta restricción se satisfacía y se impuso con el objetivo de mejorar la eficiencia en las estimaciones.

Para el conjunto de la muestra el poder de los *insiders* se ha estimado en 0,2232, valor ligeramente superior a los obtenidos para nuestro país en otros trabajos y que esconde comportamientos muy distintos entre sectores. Mientras que en las industrias energética (sector 1-2), de extracción y transformación de minerales y material de construcción (sector 3) o alimentaria (sector 10) los salarios no responden a los factores específicos de la empresa, en la fabricación de productos metálicos (sector 5) o la industria química (sector 4) existe un elevado grado de indicación de los salarios a las ganancias de productividad de la empresa.

Entre ambos comportamientos las estimaciones sectoriales proporcionan un rango amplio de valores para μ , que se mantienen muy estables al pasar de la ecuación general a la mejor especificación para cada sector. En los transportes (sectores 19 y 20), la construcción (sector 16), las industrias de transformación del caucho y materias plásticas (sector 14) y las de construcción de maquinaria y equipo mecánico (sector 6) los salarios presentan una sensibilidad relativamente elevada a los factores internos de la empresa.

Por otro lado, existe un grupo amplio de industrias y servicios en que los salarios responden en mayor medida a las condiciones generales del mercado de trabajo, aunque no de forma tan acusada como ponían de manifiesto los estudios realizados para el conjunto de la economía. Este grupo comprende la industria del automóvil (sector 8), otras industrias transformadoras de los metales (sector 7), diversas industrias ligeras como la textil (sector 11), la de madera, corcho y muebles (sector 12) y la papelera (sector 13), el comercio (sector 17) y los otros servicios.

Utilizando un contraste de igualdad de medias se ha obtenido un valor del estadístico $F = 437094$, que permite rechazar ampliamente la hipótesis nula de igualdad entre los μ_i ($F_{17,6262} = 2,114$) y cuestionar el supuesto implícito en la práctica totalidad de estudios existentes sobre el tema. Este resultado corrobora lo que ya sugería el gráfico 1 y que antes sólo podíamos apuntar: la existencia de diferencias sectoriales muy

significativas en el proceso de determinación salarial -y, en particular, en el poder de los *insiders*- en la economía española. A continuación comentaremos estas diferencias y, a tenor de lo expuesto en los apartados anteriores, revisaremos sus posibles implicaciones para el empleo agregado.

En primer lugar, cabe destacar que todos los sectores, exceptuando la industria del papel (sector 13), comparten un grado de inercia considerable en la formación de salarios. Los coeficientes para el coste laboral por empleado retardado un período aparecen con el signo correcto y bien determinados, por lo que el factor de inercia está siendo captado de forma adecuada.

Los factores *outsider* siguen siendo, excepto en la fabricación de productos metálicos (sector 5), los predominantes en la determinación salarial. En todos los sectores hay un importante efecto salario relativo, es decir, que los salarios negociados dependen en gran medida del que el trabajador esperaría obtener en un empleo alternativo, siendo el coste laboral agregado una aproximación a este concepto. La elasticidad del salario de la empresa respecto al agregado oscila entre 0,34 y 0,84, alcanzando las cifras superiores para la industria energética (sector 1-2), la extracción y transformación de minerales y material de construcción (sector 3) y la industria del papel (sector 13).

En lo que respecta al resto de variables agregadas, la tasa de paro tiene un efecto muy sensible a la baja sobre los salarios, que en media está en la línea de los obtenidos por otros trabajos. Como era de esperar, los trabajadores se moderan en sus demandas salariales cuando aumenta la tasa de paro, ya que aumenta su probabilidad de pertenecer al colectivo de desempleados.

En cuanto a la tasa de reemplazamiento, su incidencia es bastante menor, no apareciendo en la mejor especificación de un tercio de los sectores y no saliendo significativa en otra tercera parte. Sólo para algunos componentes de industria ligera -alimentaria (sector 10), textil (sector 11) y transformación del caucho y materias plásticas (sector 14)-, la construcción (sector 16) y los otros transportes terrestres (sector 20) existe una sensibilidad de los salarios al subsidio de paro. Así pues, en ciertos casos los trabajadores demandan mayores salarios para estar dispuestos a incorporarse al mercado de trabajo. Además en el comercio (sector 17) la tasa de reemplazamiento resulta negativa y

significativa, lo cual podría reflejar la participación de trabajadores inactivos marginales en ese sector. En cualquier caso, no es de extrañar este comportamiento por los problemas de medición de la variable considerada y la deficiente aproximación de la misma que se halla disponible.

Cabe destacar que la tasa de variación del empleo, que recoge la histéresis ocasionada por los *insiders*, aparece casi siempre muy significativa y con signo contrario -negativo- al que se deriva del modelo teórico, con excepción de la industria química (sector 4), en que aparece positiva pero no significativa. Este resultado tiene dos posibles lecturas: primera, el problema irresoluble de identificación que subyace a este tipo de ecuaciones de oferta de trabajo que incorporan dentro de las mismas la propia demanda de trabajo; y, segunda, la posibilidad de que el objetivo de negociación de los sindicatos se haya definido incorrectamente y los *insiders* no sean los empleados del período anterior.¹⁷

En lo que respecta a los factores internos de la empresa, ya hemos mencionado que este estudio otorga a las variaciones en la productividad del trabajo un peso mayor del que tradicionalmente se les había atribuido. Además se introducen como regresores en las ecuaciones de salarios estimadas el porcentaje de empleo temporal en la empresa y el beneficio por empleado, pero sus efectos no aparecen bien definidos.

El porcentaje de trabajadores temporales podría tener una influencia ambigua sobre los salarios debido a la combinación de dos efectos: por un lado, a la baja, que se atribuiría a la discriminación salarial que sufren los temporales (efecto composición) y, por otro, al alza, porque al aumentar esta proporción lo haría el poder monopolista de los trabajadores fijos (efecto histéresis). El efecto total negativo en la industria ligera, la construcción y el comercio, actividades en que el porcentaje de temporales está por encima de la media, parecería indicar que domina el efecto composición. Sin embargo, no se puede concluir nada ya que un efecto similar se presenta en la industria de extracción y transformación de minerales y material de construcción (sector 3) y en la de construcción de maquinaria y equipo mecánico (sector 6) en que el porcentaje de temporales es sensiblemente inferior.

¹⁷En Dolado y Bentolila (1992), donde los *insiders* son únicamente los trabajadores fijos, este efecto aparece con el signo correcto.

En cuanto a las variables de liquidez, tal y como se han introducido en el análisis tienen escasa relevancia en la determinación de salarios, pues sólo resultan significativas para un tercio de los sectores. Además la elasticidad del salario a las variaciones en el beneficio por empleado no supera en ningún caso el 3% y presenta signo tanto positivo como negativo.

Una vez estimado el poder de los *insiders* por sectores, quedan pendientes dos cuestiones que requerirían futuras ampliaciones de este trabajo. En primer lugar, habría que estudiar empíricamente los factores explicativos de la heterogeneidad en los μ_i , es decir, las diferencias sectoriales existentes en el poder de negociación del sindicato, la intensidad del factor trabajo y el grado de competitividad en el mercado del producto - principales determinantes de μ -. En segundo lugar, sería interesante identificar, si existe, alguna pauta de correlación entre las μ_i obtenidas y las tasas de crecimiento de la productividad de los respectivos sectores, porque, como señalamos anteriormente, ello podría afectar al empleo agregado.

A continuación se presenta una clasificación de los sectores atendiendo a su poder *insider* -con μ_i superior o inferior al agregado- y a la variación de productividad en los mismos -dinámicos o retardatarios-:

	Sectores DINAMICOS	Sectores RETARDATARIOS
μ_i superior a la media	5, 6, 16	4, 14, 19, 20
μ_i inferior a la media	1-2, 3, 7, 8, OTROS SERVICIOS	10, 11, 12, 13, 17

Además se ha calculado una correlación de orden entre dichas magnitudes. A partir de ella se observa que en la industria ligera y los servicios se alcanza una correlación positiva de 0,62 (ratio-t = 2,40). Esto significa que los sectores con menores aumentos de la productividad del trabajo (Alimentación, Textil, Papel) tienden a tener menores coeficientes μ , mientras aquellos donde los aumentos de productividad han sido mayores

(Construcción, Transportes y Comunicaciones) muestran valores más altos del efecto de los factores internos.

Por el contrario, en los sectores que podríamos calificar de industria pesada se obtiene una correlación negativa de -0,42 (ratio-t = -2,45), según la cual los sectores con mayor crecimiento de la productividad (Minería y Siderometalurgia, Otras industrias transformadoras de los metales) tienen un menor poder de los *insiders* y lo contrario ocurre en aquellos sectores donde los aumentos de productividad han sido relativamente menores (Química, Fabricación de productos metálicos).

La existencia de esas correlaciones en el proceso de determinación salarial podría estar teniendo un efecto adverso sobre la creación de empleo, habida cuenta de que el grupo de sectores con correlación positiva (industria ligera y comercio) representa el 60% del empleo en la economía española. En concreto, si las industrias con menor productividad (sectores retardatarios) se ven principalmente afectadas por factores externos, y especialmente por el salario alternativo (efecto salario relativo), mientras que las ganancias de productividad en las industrias con una productividad alta (sectores dinámicos) se trasladan con mayor intensidad a aumentos salariales, existirá una distorsión en el mecanismo de formación de rentas que podría suponer un freno al empleo agregado. La razón es que el proceso de reasignación del mismo se verá dificultado, pues la destrucción de empleo en los sectores retardatarios no se correspondería con un aumento paralelo del mismo en los sectores dinámicos.

Así pues, sería conveniente realizar un análisis empírico mucho más exhaustivo de las implicaciones de la distribución sectorial del poder *insider* sobre el empleo agregado, ya que a la vista de los resultados anteriores esta cuestión podría arrojar alguna luz al problema de persistencia del paro en nuestra economía.

4.- CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la determinación de salarios en la economía española en el período 1984-89 distinguiendo entre sectores, con el objetivo de arrojar alguna luz sobre el grave problema de desempleo que padece nuestra economía. La distribución sectorial de las variaciones de productividad y empleo hace pensar que deben

existir significativas diferencias entre sectores en el proceso de formación de salarios y que tales diferencias pueden tener importantes repercusiones sobre el empleo a nivel agregado.

El modelo teórico que se ha utilizado para representar el mercado de trabajo -modelo de *insiders-outsiders* de oferta de trabajo- se adecúa a las características de la negociación colectiva en nuestro país en lo que a nivel de empresa se refiere. Esta se produce entre representantes de trabajadores y empresarios y afecta fundamentalmente a los salarios -pactados en función de la tasa de inflación prevista más que de la productividad de la empresa-. En ella sólo son tenidos en cuenta los intereses de los trabajadores empleados (*insiders*), aunque el comportamiento de los que no lo están (*outsiders*) también afecta a la negociación.

El principal resultado del modelo es que los salarios negociados dependen de dos tipos de factores: por un lado, de los factores específicos de la empresa o industria (factores *insider* o internos) y, por otro, de la situación general del mercado de trabajo (factores *outsider* o externos). Al grado en que los salarios responden a los primeros, y en concreto a las variaciones de productividad en la empresa, se le conoce como poder de los *insiders* y es objeto de comparación entre sectores en este trabajo.

La modelización empleada incluye, además, una aportación teórica en el análisis del mercado de trabajo. Esta consiste en considerar las implicaciones para el empleo agregado de la distribución sectorial de las variaciones en la productividad específicas de la empresa, en función de cuál sea la correspondiente distribución del grado de indicación salarial a tales variaciones. De este modo se rompe un supuesto compartido por la literatura existente hasta la fecha: la homogeneidad en el poder de los *insiders* para todos los sectores de la economía.

Bajo el supuesto mencionado, la literatura arrojaba valores para el mismo en ningún caso superiores a 0,15, que ponían de manifiesto, por tanto, una elevada respuesta de los salarios a las condiciones generales del mercado de trabajo frente a la situación particular de la empresa o industria. Este resultado tenía una implicación inmediata: las variaciones sectoriales en la productividad no podían afectar al empleo agregado, porque la pérdida de puestos de trabajo en los sectores con una productividad inferior a la media se vería compensada por la creación de empleo en aquellos con una productividad superior

a la media. Este comportamiento cabría atribuirlo a la existencia del efecto salario-relativo, por el cual los costes laborales unitarios experimentarían un alza en los sectores retardatarios y una disminución en los más dinámicos.

La aportación fundamental de este trabajo consiste precisamente en abordar el análisis permitiendo heterogeneidad sectorial en el poder de los *insiders*. Buscando el mayor nivel de desagregación posible se analizan dieciocho sectores industriales y de servicios en la economía española, utilizando datos de la Central de Balances del Banco de España de 2183 empresas en el período 1984-89. Se estiman ecuaciones de salarios para cada uno de los sectores y se pone de manifiesto una considerable diversidad en el proceso de determinación salarial y, en particular, en el poder de los *insiders*.

Las estimaciones realizadas proporcionan un rango amplio de valores para el poder de los *insiders*, que oscilan entre cero y 0,57. Mientras que en algunos sectores (Energía, Alimentación, Extracción y transformación de minerales y material de construcción) los salarios no responden a las variaciones de productividad específicas de la empresa, en otros (Fabricación de productos metálicos, Químicas) hay un grado de indicación elevada a las mismas y una escasa sensibilidad a la situación general del mercado de trabajo. Además se demuestra que tales diferencias son estadísticamente muy significativas.

Los resultados ponen de manifiesto asimismo una elevada correlación positiva entre poder *insider* y variaciones de productividad para los sectores pertenecientes a la industria ligera y el comercio y una correlación negativa bastante menor para la industria pesada. De acuerdo con ello y dado que el primer grupo de sectores mencionado representa el 60% del empleo en nuestra economía, la heterogeneidad existente en la determinación de salarios podría estar afectando de forma importante al empleo agregado. En concreto, podría existir una distorsión en el mecanismo de formación de rentas de consecuencias adversas para el mismo.

Como las industrias con baja productividad relativa se ven influidas principalmente por salarios alternativos -es decir, tienen bajo poder *insider*- mientras que las ganancias de productividad en las industrias más dinámicas se trasladan en mayor medida a los salarios -o sea, que tienen un poder *insider* elevado en términos relativos-,

la destrucción de puestos de trabajo en las primeras no se vería acompañada por una creación paralela de empleos en éstas últimas. Esto significa que la reasignación del empleo de las industrias menos productivas a las más productivas se interrumpiría y que habría un efecto total adverso sobre el empleo agregado.

Tanto el marco teórico como el empírico presentan limitaciones: por una parte, el modelo podría presentar problemas de identificación y, por otra, los datos utilizados no son los más adecuados porque en ellos no está asegurado que la negociación salarial se corresponda en sus características con la propuesta por el modelo teórico.

La evidencia obtenida en este trabajo abre el camino a estudios futuros que intenten identificar las características estructurales de los sectores que explican las diferencias en el proceso de determinación de salarios y el modo en que éstas pueden afectar al empleo agregado u otras variables macroeconómicas básicas.

APENDICE 1.

A partir de la función de producción,

$$Y_1 = A_1 N_1^\alpha \quad (1)$$

$$Y_2 = A_2 N_2^\alpha \quad (1')$$

obtenemos la demanda sectorial y agregada de trabajo:

$$N_1 = \left[\frac{A_1}{W_1/P} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (2)$$

$$N_2 = \left[\frac{A_2}{W_2/P} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (2')$$

$$N = N_1 + N_2 \quad (3)$$

Consideremos la ecuación de salarios en términos logarítmicos donde, para simplificar la notación, se ha supuesto que $m_1 = b = c_1 = \beta = c_4 = 0$.¹⁸

$$w_i = \mu_i (p + a_i) + (1 - \mu_i) \bar{w} \quad (4)$$

En este caso:

$$w_1 = \mu_1 (p + a_1) + (1 - \mu_1) \bar{w} \quad (5)$$

$$w_2 = \mu_2 (p + a_2) + (1 - \mu_2) \bar{w} \quad (5')$$

siendo $\bar{w}$ la media aritmética de w_i ,

$$\bar{w} = \left[\frac{N_1}{N} \right] w_1 + \left[\frac{N_2}{N} \right] w_2 = \theta_1 w_1 + \theta_2 w_2 \quad (6)$$

lo que implica que el salario agregado es la media geométrica de los sectoriales.

¹⁸El supuesto $c_1 = 0$ no cambia las cosas ya que los resultados serían similares aún permitiendo que $\bar{u}$ influya en $\bar{w}$. El álgebra sería más complicada.

A partir de (5), (5') y (6),

$$\bar{w} = p + \frac{\theta_1 \mu_1 a_1 + \theta_2 \mu_2 a_2}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} \quad (7)$$

con lo que

$$w_1 = p + \mu_1 a_1 + (1 - \mu_1) \left(\frac{\theta_1 \mu_1 a_1 + \theta_2 \mu_2 a_2}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} \right) \quad (8)$$

$$w_2 = p + \mu_2 a_2 + (1 - \mu_2) \left(\frac{\theta_1 \mu_1 a_1 + \theta_2 \mu_2 a_2}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} \right) \quad (8')$$

que puede escribirse como:

$$w_1 = p + \frac{1}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} (a_1 \mu_1 (\theta_1 + \theta_2 \mu_2) + a_2 \mu_2 \theta_2 (1 - \mu_1)) \quad (9)$$

$$w_2 = p + \frac{1}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} (a_2 \mu_2 (\theta_2 + \theta_1 \mu_1) + a_1 \mu_1 \theta_1 (1 - \mu_2)) \quad (9')$$

Escribiendo (9) y (9') en niveles:

$$\frac{W_1}{P} = A_1^{\beta_1} A_2^{\beta_2} \quad (10)$$

$$\frac{W_2}{P} = A_2^{\gamma_1} A_1^{\gamma_2} \quad (10')$$

donde:

$$\beta_1 = \frac{\mu_1 (\theta_1 + \theta_2 \mu_2)}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} \quad y \quad \beta_2 = \frac{\mu_2 \theta_2 (1 - \mu_1)}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2}$$

$$\gamma_1 = \frac{\mu_2 (\theta_2 + \theta_1 \mu_1)}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} \quad y \quad \gamma_2 = \frac{\mu_1 \theta_1 (1 - \mu_2)}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2}$$

De (2), (2'), (3), (10) y (10'):

$$N = \left[A_1^{1-\beta_1} A_2^{-\beta_2} \right]^{1/(1-\alpha)} + \left[A_2^{1-\gamma_1} A_1^{-\gamma_2} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (11)$$

Pero

$$1 - \beta_1 = \frac{\mu_2 \theta_2 (1 - \mu_1)}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} = \beta_2 \quad y \quad 1 - \gamma_1 = \frac{\mu_1 \theta_1 (1 - \mu_2)}{\theta_1 \mu_1 + \theta_2 \mu_2} = \gamma_2$$

de donde obtenemos:

$$N = \left[\frac{A_1}{A_2} \right]^{\rho_1} + \left[\frac{A_2}{A_1} \right]^{\rho_2} \quad (12)$$

$$\text{siendo:} \quad \rho_1 = \frac{1}{1-\alpha} (1 - \beta_1) \quad y \quad \rho_2 = \frac{1}{1-\alpha} (1 - \gamma_1)$$

Derivando ahora N respecto a (A_2/A_1) :¹⁹

$$\begin{aligned} \frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} &= \left(\frac{A_2}{A_1} \right)^{-\rho_1} \left[-\frac{\delta \rho_1}{\delta (A_2/A_1)} \ln \left(\frac{A_2}{A_1} \right) - \rho_1 \frac{A_1}{A_2} \right] + \\ &+ \left(\frac{A_2}{A_1} \right)^{\rho_2} \left[\frac{\delta \rho_2}{\delta (A_2/A_1)} \ln \left(\frac{A_2}{A_1} \right) + \rho_2 \frac{A_1}{A_2} \right] \end{aligned}$$

en donde:

¹⁹Igual podría hacerse respecto a A_2 .

$$\frac{\delta \rho_1}{\delta (A_2/A_1)} = \frac{\mu_2(1-\mu_1)(\theta_1\mu_1 + \theta_2\mu_2) \frac{\delta \theta_2}{\delta (A_2/A_1)} - \theta_2\mu_2(1-\mu_1) \left(\mu_2 \frac{\delta \theta_2}{\delta (A_2/A_1)} + \mu_1 \frac{\delta \theta_1}{\delta (A_2/A_1)} \right)}{(1-\alpha)(\theta_1\mu_1 + \theta_2\mu_2)^2}$$

$$\frac{\delta \rho_2}{\delta (A_2/A_1)} = \frac{\mu_1(1-\mu_2)(\theta_1\mu_1 + \theta_2\mu_2) \frac{\delta \theta_1}{\delta (A_2/A_1)} - \theta_1\mu_1(1-\mu_2) \left(\mu_2 \frac{\delta \theta_2}{\delta (A_2/A_1)} + \mu_1 \frac{\delta \theta_1}{\delta (A_2/A_1)} \right)}{(1-\alpha)(\theta_1\mu_1 + \theta_2\mu_2)^2}$$

ya que Θ_i depende lógicamente de A_i/A_j .

En el caso de que $\mu_2 = 0$, se tiene que:

$$\rho_1 = 0, \quad \frac{\delta \rho_1}{\delta (A_2/A_1)} = 0, \quad \frac{\delta \rho_2}{\delta (A_2/A_1)} = 0$$

y, por lo tanto,

$$\frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} > 0.$$

Por el contrario, en el caso de que $\mu_2 = 1$, se tiene que

$$\rho_2 = 0, \quad \frac{\delta \rho_2}{\delta (A_2/A_1)} = 0 \quad y$$

$$\frac{\delta \rho_1}{\delta (A_2/A_1)} > 0 \quad \left(\text{ya que } \frac{\delta \theta_2}{\delta (A_2/A_1)} > 0 \quad y \quad \frac{\delta \theta_1}{\delta (A_2/A_1)} < 0 \right)$$

y, por lo tanto,

$$\frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} < 0 \quad .$$

Así pues, se obtiene que:

$$\lim_{\mu_2 \rightarrow 0} \frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} > 0 \quad \text{y} \quad \lim_{\mu_2 \rightarrow 1} \frac{\delta N}{\delta (A_2/A_1)} < 0$$

APENDICE 2.

Filtros aplicados:

a) Número de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) a dos dígitos constante para todo el período.

b) Empresa no agrícola ni ganadera ni pesquera.

c) Gastos de personal totales, sueldos y salarios y demás gastos de personal en activo, total personal fijo medio, número total de empleados,²⁰ inmovilizado material neto, ventas y patrimonio neto positivos.

d) Tasa de variación del inmovilizado material neto inferior o igual al 300%.

e) Tasa de variación del número de establecimientos inferior o igual al 300% si la cifra inicial era superior a 10 y, en caso contrario, cambio en valor absoluto inferior a 15 establecimientos.

Relación de sectores:²¹

1. **Combustibles sólidos.** Extracción, preparación y aglomeración de combustibles sólidos y coquerías. (11).
2. **Energía y agua caliente (excepto combustibles sólidos).** Extracción de petróleo, gas natural y minerales radioactivos. Refino de petróleo. Producción, transporte y distribución de energía eléctrica, gas, vapor y agua caliente. Captación, depuración y distribución de agua. (12, 13, 14, 15, 16).

²⁰En el apartado de definición de las variables se detalla la construcción del número total de empleados.

²¹Los números entre paréntesis corresponden a CNAE dos dígitos.

-
3. **Extracción y transformación de minerales y material de construcción.** Extracción de minerales metálicos y no metálicos. Siderometalurgia. Materiales de construcción, vidrio y cerámica. (21, 22, 23, 24).
 4. **Industria química.** (25).
 5. **Fabricación de productos metálicos (excepto máquinas y material de transporte).** (31).
 6. **Construcción de maquinaria y equipo mecánico.** (32).
 7. **Otras industrias transformadoras de los metales.** Construcción de máquinas de oficina y ordenadores (incluida su instalación). Fabricación de material eléctrico y electrónico. Electrodomésticos. Mecánica de precisión. (33, 34, 35, 39).
 8. **Industria del automóvil.** Construcción de vehículos automóviles y sus piezas de repuesto. (36).
 9. **Construcción naval y de material de transporte.** (37,38).
 10. **Industrias alimentarias.** (41, 42).
 11. **Industrias textil, del cuero y calzado y confecciones textiles.** (43, 44, 45).
 12. **Industrias de la madera, corcho y muebles.** (46).
 13. **Industrias del papel.** Industrias del papel y fabricación de artículos de papel. Artes gráficas y edición. (47).
 14. **Industrias de transformación del caucho y materias plásticas.** (48).
 15. **Otras industrias manufactureras.** Joyería y bisutería. Fabricación de instrumentos de música. Laboratorios fotográficos y cinematográficos. Juegos, juguetes y artículos de deporte. Industrias manufactureras diversas no alimentarias. (49).

-
16. **Construcción.** (50).
 17. **Comercio.** Comercio al por mayor, al por menor y reparaciones. Recuperación de productos e intermediarios del comercio. (61, 62, 63, 64, 67).
 18. **Restaurantes, cafés y hostelería.** (65, 66).
 19. **Transporte por ferrocarril, marítimo y aéreo. Actividades anexas y comunicaciones.** (71, 73, 74, 75, 76).
 20. **Otros transportes terrestres.** (72).
 21. **Otros servicios.** (83-97).

Fuentes de datos.

Tasa de paro agregado: Bentolila y Toharia (1991) y Boletín de Estadísticas Laborales del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Salario agregado: Encuesta de Salarios del Boletín de Estadísticas Laborales del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Tasa de reemplazamiento: Modelo MOISEES del Ministerio de Economía y Hacienda.

Definición de variables:²²

Coste laboral medio por empleado: Gastos de personal totales (sueldos y salarios así como aportaciones a fondos de pensiones e indemnizaciones y otros) divididos por el número total de empleados (media de fijos y temporales ponderada por el número medio de semanas trabajadas por cada uno).

²²Las variables nominales vienen expresadas en millones de pesetas y las tasas en tanto por uno.

Productividad: Ventas (netas de devoluciones, rappels, etc...) divididas por el total de empleados.

Personal temporal: Número de trabajadores temporales (homogeneizado de la misma forma) dividido por el total de empleados.

Beneficio por empleado: Saldo de Pérdidas y Ganancias dividido por el total de empleados.

Salario agregado: Ganancia media por trabajador en términos anuales como medida del salario alternativo existente en el mercado.

Tasa de reemplazamiento: Prestación mensual por desempleo dividida por el salario mensual neto de cotizaciones sociales.

BIBLIOGRAFIA

Andrés, J. (1991): "Fluctuaciones Económicas y Persistencia del Desempleo: Una Panorámica". Universitat de Valencia, Noviembre, Mimeo.

Andrés, J. y J. García (1991a). "Determinación de Salarios, Productividad y Empleo. Evidencia para la Economía Española". Revista de Economía Pública, No. 11, 2/1991.

Andrés, J. y J. García (1991b). "Wage Determination in the Spanish Industry". Universitat Pompeu Fabra, Economics working paper, 4, Junio.

Arellano, M. y S. Bond (1988). "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD -A Guide For Users". The Institute For Fiscal Studies, Working Paper Series, No. 88/15, Septiembre.

Arellano, M. y O. Bover (1990). "La Econometría de Datos de Panel". Investigaciones Económicas (Segunda época), Vol.XIV, No.1, pp.3-45.

Banco de España. Central de Balances. 1989.

Bentolila, S. y O.J. Blanchard (1989): "Spanish Unemployment". Centro de Estudios Monetarios y Financieros (Banco de España), Documento de Trabajo No. 8904, Diciembre.

Bentolila, S. y L. Toharia (1991). Estudios de Economía del Trabajo en España. III. El problema del paro. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Centro de Publicaciones.

Blanchard, O. J. (1991). "Wage Bargaining and Unemployment Persistence". Journal of Money, Credit and Banking, Vol.23, No.3, Agosto, pp. 277-292.

Boletín de Estadísticas Laborales, 88 (1991). Dirección General de Informática y Estadística. Subdirección General de Estadística. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

De la Dehesa, G. (1992): "¿Por qué el paro es más elevado en España?". El País, 8 de Abril, pp. 44.

Dolado, J. J. and S. Bentolila (1992). "Who are the Insiders? Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms". Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo No. 9229.

García Perea, P. (1988). Análisis Desagregado de la Productividad del Trabajo y de los Costes Laborales en la Industria Española 1964-1984. Tesis doctoral. Mimeo.

Jimeno, J.F. (1987): "La Flexibilidad de los Costes Laborales Nominales en la Industria Española (1978-1982)". Investigaciones Económicas (Segunda época), Vol.XI, No. 3, pp. 483-496.

Jimeno, J.F. (1992). "Las Implicaciones Macroeconómicas de la Negociación Colectiva: el Caso Español". Moneda y Crédito, No. 195.

Jimeno, J.F. y L. Toharia (1992): "El Mercado de Trabajo Español en el Proceso de Convergencia hacia la Unión Económica y Monetaria Europea". Papeles de Economía Española, 52/53, pp. 78-107.

Layard, R., Nickell, S. and R. Jackman (1991). Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market. Oxford University Press, New York.

Instituto Nacional de Estadística. Encuesta de Coste Laboral. Enero 1992.

Nickell, S. (1990). "Unemployment: A Survey". The Economic Journal, 100, Junio, pp. 391-439.

Nickell, S. y P. Kong. "An Investigation into the Power of Insiders in Wage Determination". Applied Economics Discussion Paper Series. Institute of Economics and Statistics, Oxford.

Nickell, S. y S. Wadhvani (1990). "Insider Forces and Wage Determination". The Economic Journal, 100, pp. 496-509.