

Productividad y desempleo: un estudio a través de salarios de eficiencia(*)

por
ROSARIO SÁNCHEZ PÉREZ(**)

Departament d' Anàlisi Econòmica
Universitat de València

RESUMEN

Este trabajo presenta evidencia empírica a favor de la existencia de salarios de eficiencia. La productividad del sector crece, o bien cuando se incrementa el salario relativo, o cuando aumenta el nivel de desempleo. Estableciéndose, que el valor añadido depende no solamente de la tasa de desempleo actual, sino que también depende de la que hubo en el año anterior. Aquí tanto el salario alto como una elevada tasa de desempleo elevan el coste de oportunidad derivado de la pérdida de empleo, ante la dificultad de conseguir otro con iguales características, y esto es lo que genera niveles de esfuerzo mayores, y por tanto, mayores niveles de productividad. Ambos hechos son consistentes con los modelos de salarios de eficiencia. La evidencia empírica se obtiene a través de la estimación de datos de panel de 81

(*) Una versión en inglés de este artículo ha sido difundida como documento de trabajo, WP-EC 94-10, por el IVIE (Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas).

(**) Estoy especialmente agradecida a la Fundación Empresa Pública por facilitarme los datos de la Encuesta Industrial. Igualmente agradezco a J. Jamandreu, X. Maudos y M.L. Moltó los comentarios que han realizado a versiones previas de este trabajo. También quiero agradecer los comentarios realizados por dos evaluadores anónimos que han contribuido a mejorar sustancialmente el contenido de este artículo. Ninguno de ellos es responsable de los posibles errores que todavía subsistan.

sectores de la Encuesta Industrial para los que existen datos sobre el stock de capital.

Palabras Clave: Salarios de eficiencia y Datos de Panel.

Clasificación AMS: 62P20.

1. INTRODUCCIÓN

En España el desempleo es una de las características más persistentes del mercado de trabajo. Por tanto, las teorías que analizan este fenómeno adquieren especial importancia. La teoría de los salarios de eficiencia es capaz de explicar de forma satisfactoria él por qué los salarios reales no descienden ante la existencia de desempleo involuntario. De acuerdo con esta hipótesis, la productividad del trabajo depende del salario real pagado por la empresa. En el modelo planteado por Shapiro y Stiglitz (1984), se considera que las empresas tienen información imperfecta sobre el comportamiento de sus trabajadores en el puesto de trabajo. Supervisar y controlar la actuación de los trabajadores es costoso, por tanto, bajo estas condiciones las empresas deben buscar mecanismos para incentivar a los trabajadores. En éste sentido puede resultar ventajoso elevar el salario por encima del salario de oportunidad de la fuerza de trabajo, porque aumentando el salario, la empresa eleva el coste derivado de la pérdida de empleo y esto incentiva a los trabajadores a esforzarse más. Desde el momento en el que el trabajo está racionalizado, la pérdida del empleo puede ir asociada a una mayor permanencia en el desempleo. El paro actúa cómo medida de disciplina incrementando el coste de eludir esfuerzo y ser despedido por ello. En éste modelo el desempleo de equilibrio es involuntario desde el momento en el que trabajadores idénticos son tratados de forma diferente, y que cualquier trabajador desempleado prefiere, al salario vigente, estrictamente estar empleado.

El periodo muestral elegido para realizar la estimación es 1979-1988 por dos motivos. El primero, es porque esto nos permite comparar los resultados con estimaciones similares realizadas para el Reino Unido. El segundo, es porque en este periodo se produce un fuerte incremento en la tasa de paro pasando del 7,1% en 1978 al 21,3% en 1988, lo que nos permite analizar el impacto que tiene sobre el esfuerzo dicha variable. Igualmente es un periodo especialmente interesante para estudiar la sustitución que se puede establecer entre incentivación de esfuerzo a través del salario, y/o, incentivación de esfuerzo mediante la amenaza no sólo de despido sino también de permanecer en paro durante un periodo considerable de tiempo.

Una forma de comprobar si efectivamente en España las empresas utilizan éste sistema de determinación de los salarios es a través de la realización de un test directo sobre la hipótesis de eficiencia. En éste trabajo el test directo sobre la existencia de salarios de eficiencia se realiza mediante el efecto que provoca dicha hipótesis en la función de producción. Para ello se define una función de esfuerzo cuyos argumentos son el salario relativo y la tasa de desempleo. Existen contrastes previos que utilizan este tipo de test directo de la hipótesis de eficiencia como por ejemplo el realizado por Wadhvani y Wall (1991) para el Reino Unido, con un periodo muestral similar al que se utiliza en este trabajo, donde los autores obtienen evidencia a favor de la hipótesis de eficiencia para la economía inglesa. En el caso español hay dos trabajos cuyos resultados están en la línea de la hipótesis de los salarios de eficiencia. El primero corresponde a Alonso (1989), que estima una ecuación de empleo, concluyendo que los resultados econométricos son compatibles con la teoría de los salarios de eficiencia. La información estadística que utiliza es la que proporciona la Central de Balances. El segundo trabajo es el de Sánchez, Urbano y Ortí (1995), donde se obtiene que en aquellos sectores donde se pagan salarios superiores a la media del grupo al que pertenecen, por el tipo de productos que fabrican, consiguen en compensación un mayor esfuerzo de sus trabajadores. En este caso la información que utilizan es la de la Encuesta Industrial.

El trabajo se ha organizado en cuatro secciones además de la introducción. En la sección segunda se presenta el modelo teórico y el econométrico con el que posteriormente se realizará la estimación. En la tercera se comentan los datos, en la cuarta los resultados obtenidos, para finalizar con el apartado quinto donde se analizan las principales conclusiones.

2. EL MODELO TEÓRICO

Para contrastar la hipótesis de los salarios de eficiencia empezaremos considerando una función de producción Cobb-Douglas cuyos argumentos son el stock de capital y el trabajo efectivo:

$$Y_{it} = A_i K_{it}^\alpha E_{it}^\beta \exp(u_{it}) \quad [1]$$

Donde A_i es el factor fijo específico no-observado del sector "i"; Y_{it} es el valor añadido del sector "i" en el año "t"; K_{it} es el stock de capital; E_{it} es el valor efectivo de la fuerza de trabajo y u_{it} es la perturbación aleatoria. Los modelos de salarios de eficiencia que se basan en la amenaza de despido implican que el salario y la tasa de desempleo deben ser incluidas cómo variables explicativas adicionales dentro

de la función de producción. Por tanto, la efectividad del factor trabajo hay que definirla de la siguiente forma:

$$E_{it} = e_{it} L_{it} \quad [2]$$

Donde " e_{it} " es el nivel de esfuerzo por trabajador y " L " es el número de unidades físicas de trabajo de que dispone el sector " i " en el año " t ". Asimismo el esfuerzo se define como una función CES cuyos argumentos son el salario y la tasa de desempleo.

$$e_{it} = \vartheta (a_1 WR_{it}^\rho + a_2 TU_{it}^\rho)^{\frac{1}{\rho}} \quad [3]$$

Donde " ϑ " es un escalar, " WR_{it} " es el salario relativo pagado por el sector " i " en el año " t ", " TU " es la tasa agregada de desempleo existente en el año " t ". El parámetro " ρ " proporciona los grados de homogeneidad de la función. En este trabajo suponemos que la función de esfuerzo es homogénea de grado uno por lo que el valor de " ρ " es la unidad. El parámetro de sustitución " ρ " permitirá calcular la elasticidad de sustitución entre el salario y la tasa de desempleo. Igualmente permite discriminar entre distintas formas funcionales, por ejemplo cuando $\rho = 0$ la expresión [3] se convierte en una función Cobb-Douglas. En la función CES el valor de la elasticidad de sustitución es constante pero no fija, en el sentido de que no cambia con la variación de los precios relativos o de la combinación de factores pero su valor queda determinado por las relaciones concretas de cada economía. Es por ello por lo que esta especificación es menos restrictiva que la que proporciona la función Cobb-Douglas.

La condición general que debe cumplir cualquier función de esfuerzo es que sea cóncava con respecto al salario. Esto se cumple cuando el parámetro " ρ " es menor que la unidad en términos absolutos.

Una de las dificultades que se deriva de la utilización de una función de esfuerzo CES, cómo la que aparece reflejada en la ecuación anterior, es que su linealización no es tan sencilla cómo en el caso de la función Cobb-Douglas. Las aproximaciones lineales utilizadas han originado numerosas formas funcionales, aquí se utiliza la propuesta por Kmenta en 1967:

$$\log e_{it} = \log \vartheta + a_1 \log WR_{it} + a_2 \log TU_{it} - 1/2 \rho a_1 a_2 \left(\log \frac{WR_{it}}{TU_{it}} \right)^2 \quad [4]$$

En la expresión [4] se puede comprobar cómo el logaritmo al cuadrado del ratio del salario relativo y la tasa de desempleo, es el término que diferencia a la función

CES de la Cobb-Douglas, e indica el alejamiento de la elasticidad de sustitución unitaria correspondiente a la función Cobb-Douglas.

Sustituyendo [1] en [2] y tomando logaritmos tenemos:

$$\log Y_{it} = \log A_{it} + \beta \log e_{it} + \beta \log L_{it} + \alpha \log K_{it} + u_{it} \quad [5]$$

Sustituyendo en [5] la especificación de la función de esfuerzo recogida en [4], obtenemos la forma reducida de la expresión básica a estimar:

$$y_{it} = a_i + \gamma_1 wr_{it} + \gamma_2 tu_{it} + \gamma_3 wrtu_{it} + \gamma_4 k_{it} + \gamma_5 l_{it} + u_{it} \quad [6]$$

Donde las letras minúsculas indican que las variables aparecen en forma logarítmica, el término "wrtu" recoge la variable compuesta específica correspondiente a la función CES. Los estimadores de la ecuación [6] proporcionarán los valores de todos los coeficientes que aparecen en las expresiones [4] y [5].

Adicionalmente se estimará la especificación utilizada por Wadhvani y Wall (1991), para analizar cual de las dos ecuaciones se ajusta mejor al comportamiento de las empresas españolas. Estos autores obtienen una relación positiva entre el aumento de los salarios relativos y el incremento de la productividad mediante la estimación de una función de producción, con Datos de Panel de la economía inglesa⁽¹⁾, en la que incluyen el salario de eficiencia como variable explicativa. Definen dos formas alternativas de la función de esfuerzo. En la primera de ellas, modelizan el esfuerzo a través de una función Cobb-Douglas. Esta posibilidad se contrasta aquí mediante una función de esfuerzo CES. En el segundo modelo que utilizan obtienen resultados a favor de la hipótesis de eficiencia mediante la estimación de una función de producción en la que incluyen el salario relativo y el nivel de desempleo como variables explicativas. Estos autores construyen una variable a la que llaman salario de eficiencia y que se puede expresar de la siguiente forma:

$$EW = \frac{w}{w^*(1-tu) + (tu)BEN} \quad [7]$$

Donde w es el salario real de la empresa, w^* es el salario medio disponible en otras empresas, tu la tasa de desempleo y BEN el subsidio de desempleo. Estiman una función de producción suponiendo que la variable EW y la tasa de desempleo

(1) La fuente de datos que utilizan es la publicada para 211 compañías manufactureras del Reino Unido para el periodo 1972-1982. Estas compañías son grandes puesto que el empleo medio en 1982 era de 6046 trabajadores.

afectan directamente al exponente del factor trabajo. Por tanto, aquí el modelo a estimar es:

$$y_{it} = A_i K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \exp(u_{it}) \quad [8]$$

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 EW_{it} + \beta_2 tu_{it} \quad [9]$$

La forma reducida que recoge los supuestos del modelo de Wadhvani y Wall es la siguiente:

$$y_{it} = a_i + \beta_0 l_{it} + \beta_1 ew_{it} l_{it} + \beta_2 tu_{it} l_{it} + \alpha k_{it} + u_{it} \quad [10]$$

Por tanto las ecuaciones a estimar son la [6] y la [10].

2.1. Modelo Econométrico

La muestra que se va a utilizar es un panel de datos compuesto por 81 sectores de la Encuesta Industrial de los que tenemos información para el periodo (1979-1988). Puesto que lo más normal es que nos encontremos tanto con efectos fijos específicos del sector cómo efectos aleatorios, vamos a definir ambos modelos:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + v_{it} \quad [11]$$

En la ecuación [11] aparece el modelo de efectos fijos, donde “ y_{it} ” es el valor añadido del sector “ i ” en el año “ t ”, “ α_i ” el efecto fijo específico del sector, “ X_{it} ” es el conjunto de variables explicativas que aparecen en las ecuaciones a estimar [6] o [10], “ v_{it} ” es la perturbación aleatoria.

El modelo de efectos aleatorios se expresaría de la siguiente forma:

$$y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + v_{it} + \varepsilon_i \quad [12]$$

En éste caso “ α ” es la constante de estimación y “ ε_i ” es una perturbación aleatoria que recoge los efectos específicos de cada sector. Las propiedades de esta perturbación son:

$$E[\varepsilon_i] = 0, \quad \text{Var}[\varepsilon_i] = \sigma_{\varepsilon}^2, \quad \text{Cov}[\varepsilon_i, v_{it}] = 0 \quad [13]$$

Recogiendo ambos efectos en una única expresión tenemos:

$$y_{it}^* = A_i + \beta' X_{it} + u_{it} \quad [14]$$

donde:

$$A_i = \alpha + \alpha_i \quad \text{y} \quad u_{it} = v_{it} + \varepsilon_{it} \quad [15]$$

Siguiendo la metodología de Wadhvani y Wall (1991), la ecuación [15] se estimará en primeras diferencias, para de esta manera eliminar los efectos fijos específicos del sector, "A_i", generando una estructura de error AR1. En éste caso, el DPD proporciona los test que indican la autocorrelación de primer y segundo orden en la estructura de error. Si el supuesto de partida es que la perturbación aleatoria es ruido blanco lo que exigiremos a los resultados es que aparezca autocorrelación de primer orden (m₁) pero no de segundo (m₂). Estos test los facilita automáticamente el DPD y se distribuyen asintóticamente como una normal N~(0,1).

3. COMENTARIO DE LOS DATOS

La información utilizada es la que proporciona la Encuesta Industrial. El Censo Industrial de 1978 constituye el marco para la realización de la encuesta.

El conjunto de la actividad industrial ha sido dividido en una serie de sectores que incluyen varias actividades económicas de la CNAE con caracteres comunes. El diseño de la muestra se basa en un muestreo aleatorio estratificado con el establecimiento industrial como unidad de muestreo. Cada sector industrial se considera una población independiente, definiéndose los estratos dentro de cada sector por el cruce de la variable de región, tamaño del establecimiento, y en ciertos sectores, por la naturaleza jurídica de la empresa titular del establecimiento. Se considera establecimiento industrial, toda unidad productiva de carácter industrial (fábrica, taller, etc.) situada en un mismo emplazamiento geográfico, con las unidades satélites y auxiliares, de ellas dependientes, situadas en sus inmediaciones y en el cual trabajan una o varias personas por cuenta de la misma empresa. El tamaño del establecimiento se ha fijado de acuerdo con el promedio de personas ocupadas en cuatro fechas del periodo de la encuesta.

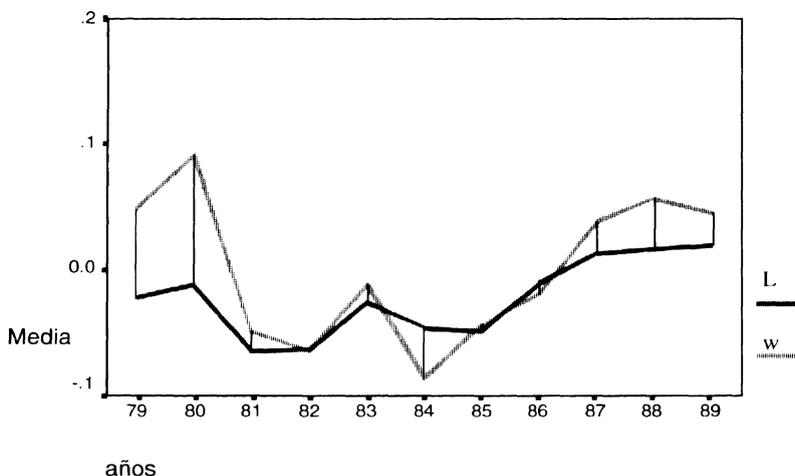
El tamaño muestral utilizado en éste trabajo está formado por ochenta y un sectores con información correspondiente al periodo 1979-1988 de la Encuesta Industrial que ha sido facilitada por la Fundación Empresa Pública (FEP). El índice de precios industriales por sectores y el índice de precios al consumo se ha obtenido a través del Instituto Nacional de Estadística (INE). La tasa de paro general se ha sacado de la Encuesta de Población Activa (EPA).

Se han agrupado los sectores de la encuesta para poder realizar un análisis descriptivo de la evolución del empleo. Dicha agrupación se ha efectuado de acuerdo con la clasificación que aparece en la tabla 1 del Apéndice 3. En dicha tabla se reflejan las equivalencias sectoriales entre la clasificación NACE-CLIO R (25), la Encuesta Industrial (EI), la Central de Balances y la CNAE (1974).

En las tablas 2 y 3(2), del Apéndice 3, aparecen las tasas de variación del empleo medio para los distintos sectores de la Encuesta Industrial agrupados según la clasificación Nace-Clio R (25). En términos generales se puede decir que el nivel de empleo disminuyó ininterrumpidamente para la mayor parte de sectores en el periodo comprendido entre 1979 y 1988, mientras que a partir de 1987 se empieza a observar tasas de variación(3) positivas del empleo sectorial.

En la figura 1 se muestra la tendencia media de las tasas de variación de los salarios y el empleo de los 81 sectores de la encuesta industrial. La evolución del empleo industrial, en su conjunto, guarda una estrecha relación con la tendencia de la tasa de desempleo para el mismo periodo. La tasa de paro agregada creció unos quince puntos en tan sólo 8 años. A partir de 1987, la tasa de paro empieza a descender alcanzando un nivel de 17,3% en 1989. Este hecho pone de manifiesto que la tasa de desempleo agregada es un buen indicador de la dificultad de encontrar empleo para los trabajadores del sector industrial.

Figura 1
TASA DE VARIACIÓN DEL EMPLEO Y DEL SALARIO



La tasa de variación media del salario real de los 81 sectores de la muestra sigue, a grandes rasgos, el perfil de la tasa de variación del empleo si bien tanto los

(2) El grupo uno no aparece en las tablas porque dichos sectores no se utilizan en la estimación dado que no se contaba con datos del stock de capital.

(3) Las tasas de variación han sido construidas de la siguiente forma: $(E_t - E_{t-1})/E_t$

ascensos como los descensos son más pronunciados. Para el caso de las tasas de variación de los salarios industriales se obtienen valores negativos desde 1980 a 1987. Este dato produce una cierta confusión en los planteamientos de los modelos de salarios de eficiencia porque el pago de salarios de eficiencia se asocia, erróneamente, con tasas de variación positiva de los salarios y no con salarios altos. La variable básica para éste tipo de modelos es que el salario que paga la empresa sea superior al que vacía el mercado de trabajo. Aquí el salario se obtiene a través de un proceso de optimización de la empresa y se utiliza como estrategia para obtener un mayor nivel de esfuerzo de sus trabajadores. Trasladando éste razonamiento a la economía española la evidencia empírica nos dice que existen algunos sectores industriales que están dispuestos a pagar salarios mayores que los de sus competidores para así conseguir mayores niveles de productividad por trabajador, éste hecho ha sido contrastado en la economía española por Sánchez, Urbano y Ortí (1995). Estas cuestiones ponen de manifiesto la importancia de los salarios relativos en la incentivación del esfuerzo. Lo que en realidad importa es mantener la posición que se ocupa en la distribución de salarios. Por tanto, si se produce una caída en los salarios reales pero se mantiene la misma jerarquía salarial, entonces la hipótesis de los salarios de eficiencia se mantiene y la captación de esfuerzo no se modifica. Lo mismo ocurre en caso contrario. Si en alguno de los sectores se produjera un incremento salarial como consecuencia del resultado de una negociación entre las empresas del sector y los sindicatos, esto afectaría, no solo a los trabajadores del sector sino también a los trabajadores del resto de sectores por el cambio que produce en los salarios relativos. La evidencia empírica existente en esta dirección aparece en el trabajo realizado por Barcena e Inurrieta (1995).

4. ANALISIS DE LOS RESULTADOS

La estimación de la función de producción con hipótesis alternativas de salarios de eficiencia se ha llevado a cabo a través del programa desarrollado por Manuel Arellano y Stephen Bond "Dynamic Panel Data".

El test que se realiza para comprobar la existencia de salarios de eficiencia está en la línea del realizado por Wadhvani y Wall en 1991. A este tipo de test se les denomina en la literatura test directo sobre la hipótesis de eficiencia. Dicho test consiste en comprobar que el coeficiente de la variable salarios y el de la tasa de desempleo es positivo y significativamente distinto de cero. Se han utilizado variables instrumentales para evitar el problema de endogeneidad que provoca la intro-

ducción del salario en la función de producción. El instrumento utilizado es el salario desfasado(4).

Una cuestión importante que se plantea en éste tipo de estimaciones es la referente a la existencia de diferencias no observadas en la calidad del factor trabajo. Este problema se trata de resolver, en primer lugar, a través de la incorporación de un efecto fijo específico del sector, invariante a lo largo del tiempo. En segundo lugar, permitiendo que el coeficiente del factor trabajo tenga un componente sectorial específico, en este caso se utiliza la especificación de Wadhvani y Wall para contrastar los cambios que se producen en los resultados cuando la variable de eficiencia aparece en la tecnología (ecuaciones [10]¹ y [10]²).

La eliminación de las diferencias entre sectores, que se recogen en el efecto fijo específico del sector, se consigue a través de la estimación de las funciones en primeras diferencias. En la tabla 4, aparecen distintas estimaciones de la función de producción con hipótesis alternativas de esfuerzo. En los dos tipos de modelo [6] se utiliza la función de esfuerzo CES de la expresión [4] del modelo teórico; en los dos tipos de modelo [10] se introduce la especificación de esfuerzo desarrollada por Wadhvani y Wall (1991), pero utilizando el salario relativo "wr", definido en el apéndice de datos, en lugar de la variable que aparece en la expresión [7] del modelo teórico(5). Por tanto, las dos primeras columnas de la tabla 4, la [6]¹ y la [6]², incluye la función de esfuerzo CES y la diferencia entre ambos estriba en que el supraíndice "1" indica que se ha utilizado en la estimación la tasa de paro actual y el "2" que se ha incluido la tasa de paro desfasada. Las dos últimas columnas se corresponden con el contraste de la hipótesis de eficiencia siguiendo la especificación del modelo de Wadhvani y Wall con las mismas diferencias comentadas anteriormente entre ambos modelos.

(4) La elasticidad del esfuerzo con respecto al salario es α_1 de la ecuación [4]. El valor de dicho parámetro se obtiene al dividir γ_1 de la ecuación [6] por γ_5 que es igual a β (el rendimiento del factor trabajo).

(5) Se estimaron también ambas especificaciones con una variable de eficiencia construida de la siguiente forma: $ew = \frac{w}{wm(1-tu)}$, donde w es el salario del sector, wm es el salario

medio del grupo de sectores que desarrollan la misma actividad y tu es la tasa de desempleo, dichas variables están definidas en el apéndice de variables. Se utilizó esta expresión como una aproximación a la variable de eficiencia planteada por Wadhvani y Wall ya que no se dispone de información adecuada sobre el subsidio de desempleo. Los resultados obtenidos son muy parecidos a los que se presentan aquí, obsérvese que en nuestro caso $ew = wr / (1-tu)$, por lo que en realidad el factor $1/(1-tu)$ es común para todos los sectores en un mismo año dado que tu es la tasa de desempleo agregada, luego toda la variación entre sectores queda recogida en el término "wr".

En general los resultados que se obtienen son favorables a la determinación de los salarios siguiendo la hipótesis de eficiencia. Todas las variables que aparecen en la tabla 4 tienen el signo correcto y son significativamente distintas de cero para un nivel de significación del 5%, a excepción de "tul". El valor de los coeficientes de la variable "wr" es inferior al del empleo lo que indica que la elasticidad del esfuerzo con respecto al salario es inferior a la unidad(6). Los coeficientes de la tasa de desempleo son significativamente distintos de cero especialmente en los casos en los que dicha variable está desfasada un periodo. Cuanto mayor es la tasa de paro mayor es el coste derivado de la pérdida del puesto de trabajo, puesto que esta variable está actuando como "proxy" de la dificultad de encontrar empleo. Es por ello por lo que la probabilidad de que un trabajador eluda sus responsabilidades es menor cuanto mayor es la tasa de paro. Para un nivel de salarios dado una mayor tasa de desempleo eleva la efectividad del factor trabajo y, por tanto, su productividad.

El valor de ρ está incluido en el coeficiente γ_3 de la ecuación [6](7). Como se puede comprobar fácilmente éste coeficiente es ostensiblemente superior a la unidad en la ecuación [6]¹, en términos absolutos, mientras que en el caso de la ecuación [6]² es inferior a la unidad. Como se ha comentado anteriormente uno de los requisitos para que la función de esfuerzo sea cóncava con respecto al salario es que el valor de ρ sea estrictamente menor que uno en términos absolutos. Esta condición implica que hay que rechazar los resultados procedentes de la estimación [6]¹. Los mejores resultados son los que se obtienen en las ecuaciones [6]² y [10]². En ambos casos no se puede rechazar la hipótesis de que los salarios se fijan siguiendo la hipótesis de eficiencia. Este resultado no invalida la existencia de otras formas no competitivas de determinación de los salarios sino que lo que indica es que una de ellas responde a la existencia de salarios de eficiencia.

El test de Wald contrasta la significatividad conjunta de todas las variables explicativas utilizadas en la regresión, y se distribuye asintóticamente como una χ^2 bajo la hipótesis nula de que los coeficientes estimados son iguales a cero. Los resultados de dicho test para los modelos que aparecen en la tabla 4, permiten rechazar la hipótesis nula para un nivel de significación del 5%. El test de Sargan también se aporta para las distintas estimaciones. Al igual que en el caso anterior se distribuye como una χ^2 , bajo la hipótesis nula de que los instrumentos utilizados son ortogonales al término de error. Sobre la base de los valores que aparecen en la tabla no

(6) La elasticidad del esfuerzo con respecto al salario es α_1 de la ecuación [4]. El valor de dicho parámetro se obtiene al dividir γ_1 de la ecuación [6] por γ_5 que es igual a β (el rendimiento del factor trabajo).

(7) Obsérvese que $\rho = \frac{-2\gamma_3}{\alpha_1\alpha_2}$; a su vez $\alpha_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_5}$ y $\alpha_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_5}$; por lo que $\rho = \frac{-2\gamma_3\gamma_5}{\gamma_1\gamma_2}$.

se puede rechazar la hipótesis nula para un nivel de significación del 5%. En las cuatro estimaciones se obtiene correlación serial de primer orden pero sólo en los dos primeros casos no se obtiene de segundo orden lo que indica que el modelo con el que se deben analizar los resultados es el correspondiente al de la ecuación [6]², dado que el de la ecuación [6]¹ ha quedado descartado por incumplir la condición básica de concavidad de la función de esfuerzo.

Todas las variables que aparecen en la ecuación [6]² son significativas y tienen el signo correcto. El coeficiente de la variable "wrtu" nos mide el alejamiento de la función Cobb-Douglas. Dicho coeficiente es significativo, lo que indica que la forma correcta de modelizar el esfuerzo es a través de una función CES. La obtención de "p" nos permite calcular el valor de la elasticidad de sustitución(8). Este valor es superior a la unidad en términos absolutos lo que permite decir que la tasa de desempleo y el salario tienen un elevado grado de sustituibilidad. La idea intuitiva es que tasas de desempleo mayores permiten el pago de salarios inferiores para conseguir los mismos niveles de esfuerzo. Aquí hay que recordar que el salario relevante en éste contexto es el salario relativo. Por eso mismo, tasas de paro mayores permiten salarios absolutos inferiores para todos, aunque las proporciones relativas se mantengan. Es decir, a pesar de las variaciones negativas en las tasas de crecimiento de los salarios, dichos salarios siguen sin ser competitivos porque no descienden lo suficiente como para disminuir el exceso de oferta de trabajo existente en el mercado

El modelo que aparece en la ecuación [6]² tiene la ventaja con respecto al de Wadhvani y Wall en que la elasticidad del esfuerzo con respecto al salario se obtiene de forma directa. El valor de dicha elasticidad es inferior a la unidad. Una elasticidad inferior a la unidad se puede justificar por la existencia de varios factores productivos afectados por la misma función de esfuerzo o por la existencia de negociaciones salariales. En el primer caso el salario lo siguen fijando las empresas de forma endógena sobre la base de un proceso de optimización. En el segundo caso, la presión de los trabajadores internos (insiders) desviaría al sector de su nivel de salario óptimo, entendiendo éste como aquel que minimiza los costes por unidad eficiente de trabajo. Tal y cómo comentan Wadhvani y Wall, la relación entre productividad y salarios puede ser explicada por teorías rivales como por ejemplo la de internos-externos. La fijación de salarios no competitivos se puede producir por la conjunción de distinta hipótesis es por ello por lo que para asegurarnos que efectivamente estamos midiendo salarios de eficiencia, y no una relación de "internos-externos", tenemos que utilizar variables instrumentales que garanticen

(8) Recuérdese que la elasticidad de sustitución es: $\sigma = \frac{1}{1 + p}$.

que son los salarios los que están explicando la productividad y no la dirección contraria en la que mayores niveles de productividad se traducen en mayores salarios derivados del poder negociador de los trabajadores internos o de la existencia de sindicatos.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo aporta evidencia empírica a favor de la existencia de salarios de eficiencia. Los modelos de salarios de eficiencia se sustentan en la explicación de por qué las empresas pueden encontrar poco beneficioso reducir salarios ante la existencia de desempleo involuntario. De acuerdo con esta hipótesis, la productividad del trabajador depende del salario real pagado por la empresa. Al elevar el salario la empresa eleva el coste derivado de la pérdida de empleo en dos sentidos, en uno por la pérdida del elevado salario, y en otro por la dificultad de encontrar empleo dadas las elevadas tasas de paro existentes en concreto en la economía española. Los resultados de este trabajo aportan evidencia empírica en ambos sentidos.

Este resultado no debe llevar a engaño, puesto que la correlación que existe entre productividad y salarios se puede también producir por razones diferentes a las atribuidas a los modelos de salarios de eficiencia. Por ejemplo, este mismo resultado se podría esperar en aquellos modelos donde los trabajadores comparten rentas, como es el caso de los modelos de "insiders-outsiders". Aquí un nivel de productividad elevado en el sector daría como resultado el pago de salarios altos. En este trabajo se han utilizado variables instrumentales para asegurar que la causalidad está analizada en la dirección correcta.

Existen teorías alternativas capaces de explicar la existencia de salarios altos en los sectores más productivos de la economía, sin embargo, estas teorías son incapaces de explicar la conexión entre productividad y desempleo que predicen los modelos de salarios de eficiencia.

A pesar de que la evidencia empírica obtenida en este trabajo es favorable a la existencia de salarios de eficiencia hay que ser muy cautos con los resultados obtenidos puesto que en la Encuesta Industrial la muestra está clasificada por sectores. Este tipo de contraste es mucho más fiable para muestras donde los paneles de datos corresponden a empresas, y sobre todo, cuando se recoge información sobre las características no pecuniarias de los puestos de trabajo. Otro dato importante es la inclusión de variables que indiquen el poder sindical en las negociaciones salariales para poder comparar los efectos específicos de cada uno de los modelos.

APENDICE I: LOS DATOS

El valor añadido a coste de factores (VA): Se obtiene por la diferencia entre la producción bruta a precios de productor y el consumo intermedio a precios de adquisición.

Producción bruta a precios de productor: Comprende la suma de los valores correspondientes a los siguientes conceptos:

a) La producción de bienes y servicios para la venta, incluido lo cobrado por servicios y trabajos realizados para terceros y la electricidad vendida o cedida.

b) La reventa de mercancías en el mismo estado en el que se adquirieron.

c) Los ingresos por alquiler de maquinaria e instalaciones industriales propias, la asistencia técnica prestada y otros ingresos de explotación (se excluyen intereses, dividendos, ventas de inmuebles y bienes de capital propio, indemnizaciones por seguros y otros analogos).

d) Los productos y trabajos en curso de fabricación (iniciados pero no terminados), o sea, la diferencia entre el valor de esos productos y trabajos al final y al principio del año.

e) La formación de capital para uso propio, así como el valor de las grandes reparaciones y mejoras realizadas en sus bienes de capital y con sus propios medios.

La producción bruta se valora a precios de productor, pues a la suma anterior se han añadido las subvenciones de explotación (recibidas de la Administración Pública con el fin de influir en los precios de los productos fabricados o para permitir una remuneración eficiente de los factores de producción) y no se han contabilizado los impuestos sobre la actividad productiva.

Consumo Intermedio: comprende la suma de los valores correspondientes a:

a) Las materias primas y los materiales consumidos.

b) La energía consumida para fuerza motriz, calor vapor, electricidad, gas, etc.

c) Los servicios industriales y no industriales adquiridos.

d) La compra de mercancías para la reventa sin transformación.

Se valora a precios de adquisición o compra, incluyendo los impuestos indirectos pagados, márgenes comerciales y gastos de seguros, embalajes y transportes incluidos en factura. Las cesiones de otros establecimientos o unidades de la empresa se consideran como si hubiesen sido comprados y si ello no es posible se valoran a precios de cesión o coste.

El stock de capital (K): Para la construcción de la serie de capital inicial se ha partido de la información sobre coeficientes de capital contenida en la publicación del MINER. Esta publicación proporciona coeficientes de capital para 134 sectores industriales referidos al año 1976. Dichos coeficientes representan estimaciones, para cada sector de la relación entre el stock de capital fijo y la capacidad de producción, entendida ésta última en términos de dimensión óptima.

La estimación se basa en la información obtenida en un proceso de entrevistas y seguimiento de 703 establecimientos instalados en el periodo 1971-75, de forma que los coeficientes obtenidos tienen un carácter incremental respecto a la inversión y la capacidad existente en las ramas al finalizar 1970. Así, partiendo de estos coeficientes de capital atribuibles a 1976, se ha obtenido la serie transversal de capital de 1978.

Determinado el capital inicial, las series de inversión que se utilizan para generar el stock de capital de los siguientes años son las de formación bruta de capital fijo de la Encuesta Industrial. Las series recogen las inversiones realizadas por la instalación de nuevos establecimientos. Esta variable ha sido facilitada por la Fundación Empresa Pública en términos reales.

Personas ocupadas (L): Corresponden al promedio o media aritmética de las personas ocupadas en cuatro fechas del periodo de la Encuesta (31 de marzo, 30 de junio, 31 de octubre y 31 de diciembre). Por personas ocupadas se entiende el conjunto de personas que en las fechas antes citadas se encontraban ejerciendo una labor remunerada o no para el establecimiento, tanto si trabajan en el propio establecimiento o fuera del mismo, pero perteneciendo o siendo pagadas por la misma empresa.

Sueldos y salarios brutos (W): Son todas las cantidades, obligatorias o voluntarias pagadas, en dinero o en especie, pagado por la empresa a su personal asalariado en concepto de remuneraciones del trabajo por ellos realizado. Estos pagos se contabilizan por su importe bruto, es decir, antes de hacer las deducciones correspondientes a la Seguridad Social e Impuestos sobre la Renta de las Personas Físicas a cargo de los trabajadores.

APENDICE II: LAS VARIABLES

va: Es el logaritmo del valor añadido. Esta variable se ha deflactado con el IPRI correspondiente a cada sector.

w: Es el salario en términos reales y en logaritmos. Esta variable se ha construido deflactando los sueldos y salarios con el IPC, puesto que es el valor que en realidad importa a los trabajadores, ya que refleja el poder adquisitivo de los salarios.

wm: Es el salario medio en términos reales y en logaritmos. Este se obtiene calculando el salario medio correspondiente a cada grupo de la clasificación NACE-CLIO R(25). Al igual que en el caso anterior se ha utilizado el IPC para deflactarlo.

wr: Es el salario relativo. Se obtiene dividiendo el salario de cada sector por el salario medio del grupo NACE-CLIO R(25) al que pertenece dicho sector.

wrl: Es el salario relativo multiplicado por el empleo sectorial en logaritmos.

wrtu: Es la variable de la función CES que indica el alejamiento de la función Cobb-Douglas y se define de la forma siguiente: $wrtu = (1/2) \left(\log \frac{WR}{TU} \right)^2$

tu: Es la tasa de desempleo agregada en logaritmos.

tu(-1): Es "tu" desfasada un periodo.

tu1 : es "tu" multiplicada por el nivel de empleo.

tu(-1)1: Es la tasa de desempleo desfasada un periodo y multiplicada por el nivel de empleo.

k : Es el logaritmo del stock de capital ya definido en el apéndice anterior.

l : Es el logaritmo del número de personas ocupadas en cada sector.

APENDICE III: LOS CUADROS

Cuadro 1
EQUIVALENCIA DE LOS SECTORES INDUSTRIALES

<i>NACE-CLIO R(25)</i>	<i>E.I.</i>	<i>C.B.</i>	<i>CNAE (1974)</i>
2. Minerales Metálicos y Sidero metalurgia	9-11	12,14,15	21,22
3. Minerales y Pdtos no Metálicos	12-18	18,19	23,24
4. Químico	19,30	20,23	25
5. Productos Metálicos	31-35	24	31
6. Maquinaria	36,37	25,26*	32
7. Maq. de Oficina y otros	38, 46	33 y 330 CNAE	33-39
8. Material Eléctrico	39,40	27,35,38	34,35
9. Material Transporte	41-45	29-32	36-38
10. Alimentación	47-64	35-39	41-42
11. Textil Vestido y Calzado	65-74	40-42	43-45
12. Papel y Derivados	80-82	44,45	47
13. Caucho y Plásticos	83-84	46	48
14. Madera, Corcho y otras Manufacturas	75-79 85-89	43,47	46,49

*Excepto 330 de CNAE

Fuente: Cesar Alonso

Cuadro 2
TASAS DE VARIACIÓN DEL EMPLEO SECTORIAL

<i>GRUPOS E.I.</i>	<i>1980-1979</i>	<i>1981-1980</i>	<i>1982-1981</i>	<i>1983-1982</i>	<i>1984-1983</i>
2	0.02048	-0.05695	-0.05749	-0.01450	-0.07623
3	-0.02598	-0.05601	-0.10463	-0.08550	-0.03517
4	0.04351	-0.05121	-0.09360	-0.08374	0.05055
5	-0.02115	-0.05122	-0.08936	-0.01717	-0.06174
6	-0.02795	-0.09415	-0.07343	-0.03329	-0.05351
7	-0.10795	-0.03761	-0.15451	-0.03660	-0.9025
8	-0.08335	-0.07361	-0.02661	-0.03805	-0.09683
9	0.05490	-0.06049	-0.00273	-0.00778	-0.04969
10	-0.03164	-0.04133	-0.04561	-0.01621	-0.03269
11	-0.01035	-0.11629	-0.10962	-0.03508	-0.03105
12	-0.02864	-0.04363	-0.04274	-0.01143	-0.04643
13	0.02307	-0.05315	-0.03140	-0.00679	-0.04668
14	-0.02071	-0.09752	-0.11964	-0.01787	-0.05024
TOTAL	-0.01947	-0.06795	-0.062027	-0.02575	-0.05718

Nota: Elaboración propia

Cuadro 3
TASAS DE VARIACIÓN DEL EMPLEO SECTORIAL

<i>GRUPOS E.I.</i>	<i>1985-1984</i>	<i>1986-1985</i>	<i>1987-1986</i>	<i>1988-1987</i>
2	-0.08765	-0.06093	-0.08778	-0.03932
3	-0.07038	-0.01129	-0.00785	-0.02249
4	0.00721	0.00962	-0.02449	0.05732
5	-0.00691	-0.01674	0.03874	0.05814
6	-0.06555	-0.01596	-0.01817	0.02674
7	0.05764	0.03346	0.04502	0.08899
8	-0.05562	-0.03834	0.01397	0.02650
9	-0.05456	-0.02693	0.03170	-0.06153
10	-0.00405	-0.00290	0.02171	0.03301
11	-0.06410	-0.00727	-0.00275	0.01226
12	-0.06760	0.02970	0.05970	0.03921
13	-0.04749	0.05857	0.02046	0.02343
14	-0.07561	-0.00884	0.03798	0.02382
TOTAL	-0.05892	-0.00945	0.01180	0.01780

Nota: Elaboración propia

Cuadro 4
ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN CON HIPÓTESIS AL-
TERNATIVAS DE EFICIENCIA (1979-1988)

VARIABLES	MODELO [6] ¹	MODELO [6] ²	MODELO [10] ¹	MODELO [10] ²
wr*	0.3292 (3.3689)	0.3001 (3.3002)	s.c.	s.c.
wrl*	s.c.	s.c.	0.0193 (2.1082)	0.0273 (2.4816)
wrtu	-0.0143 (-2.1670)	-0.0055 (-2.7321)	s.c.	s.c.
tu	0.0038 (1.9992)	s.c.	s.c.	s.c.
tu(-1)	s.c.	0.0913 (2.3992)	s.c.	s.c.
tul	s.c.	s.c.	0.0059 (1.0391)	s.c.
tu(-1)l	s.c.	s.c.	s.c.	0.0031 (2.0212)
k	0.1003 (4.2152)	0.1213 (3.9443)	0.2071 (3.1754)	0.2135 (3.8201)
l	0.7032 (3.0060)	0.6800 (3.7822)	0.6377 (2.6504)	0.6772 (3.0442)
T.WALD	219.354(5)	347.942(5)	251.26(9)	273.42(9)
T.SARGAN	85.09 (69)	88.31(69)	79.43(70)	77.23(68)
m ₁	3.032	2.971	2.6413	1.7023
m ₂	0.371	0.451	1.210	0.932

Notas:

- a) t-student entre paréntesis
- b) Variable dependiente VA
- c) Todas las variables están en primeras diferencias
- d) (*) Variables tratadas como endógenas
- a) s.c. indica que no se ha estimado el coeficiente para ese modelo

REFERENCIAS

- AKERLOF, G.A. (1982): "Labor Contracts as Partial Gift Exchange", *Quarterly Journal of Economics* 97, 543-596.
- AKERLOF, G.A. (1986): "Efficiency wage models of the Labor market", Cambridge University Press.
- ALONSO, C. (1989): "Salarios de Eficiencia y Mercado de Trabajo: Análisis para el caso Español con Datos de Panel". Centro de Estudios Monetarios y Financieros.
- ARELLANO, M. AND BOND, S. (1988): "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD: A Guide for users", Institute of Economics and Statistics.
- BARCENA-RUIZ, J.C. AND INURRIETA-BERUETE, A. (1995): "Wage Bargaining in Continental Europe: The Spanish Case", presentado en la I Jornadas de Economía Laboral en Alcalá de Henares 1995.
- BLUNDELL, R. (1990): Lectures in micro-econometrics from UCL, mimeo.
- HSIAO, C. (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- KRUEGER, A. AND SUMMERS, L.H. (1986): "Efficiency Wages and Inter-Industry Wage Structure", *Econometrica*, Vol 56, 259-294.
- LEVINE, D. (1992): "Can Wage Increases Pay for themselves? Test with a Production Function", *The Economic Journal*, 102, pp1102-115.
- MURPHY, K. AND TOPEL, R. (1987): *Unemployment, Risk and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Markets* in K. Lang and J. Leonard (ed): *Unemployment and Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell, New York.
- SÁNCHEZ, R. URBANO, A. AND ORTÍ, A. (1995): "Wage Premium in the Industrial Sector of the Spanish Economy: Empirical Evidence", *Labour, Review in Labour Economics and Industrial Relations*, vol 9, nº 2.
- SHAPIRO, C. AND STIGLITZ, J. (1984): "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, 74, 433-444.
- STRAKA, J. (1989): "Efficiency Wages and Collective Bargain: Theory and Evidence", PhD dissertation.
- WADHWANI, S. AND WALL, M. (1991): "A Direct Test of the Efficiency Wage Model Using UK Micro-Data". *Oxford Economics Papers*, 43, 529-548.

CAN THE PREVIOUS YEAR UNEMPLOYMENT RATE AFFECT PRODUCTIVITY? A DPD CONTRAST

SUMMARY

This paper presents evidence that sector level productivity increases when either relative wage or the level of unemployment rises. It can be established that value added depends not only on present unemployment rate, but also on the level of unemployment of the previous year. Both facts are consistent with the efficiency wage model. The empirical evidence has been obtained using Dynamic Panel Data estimation.

Key words: efficiency wages and panel data.

AMS Classification: 62P20.

