

# UN CONTRASTE DIRECTO DE LA HIPÓTESIS DE LOS SALARIOS DE EFICIENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL

**Alvaro Anchuelo Crego**  
*Universidad de Salamanca*

El objetivo de este trabajo es realizar un contraste directo de la hipótesis de los salarios de eficiencia para el caso español. Para ello se utilizan diversas especificaciones de una función de producción aumentada para incorporar el posible efecto de los salarios sobre la productividad del trabajo. La evidencia es parcialmente favorable a la verificación de la hipótesis.

*Palabras clave:* Salarios de eficiencia, mercado de trabajo.

## 1. INTRODUCCIÓN

El desempleo involuntario persistente se ha convertido en el principal problema de las economías europeas. Los modelos competitivos convencionales se han mostrado incapaces de explicarlo de forma satisfactoria. En los últimos años, su análisis ha comenzado a abordarse desde nuevos planteamientos que preservan el supuesto de racionalidad de los agentes. Entre ellos, los modelos basados en la hipótesis de salarios de eficiencia han resultado especialmente sugestivos.

La relevancia de los nuevos enfoques es aún mayor en España, por ser el país industrializado donde el problema objeto de estudio es más grave. A priori, diversas características del mercado de trabajo español parecen indicar que los trabajadores en paro encuentran enormes dificultades para poder competir con los empleados: el paro de larga duración es considerable, y afecta menos a las personas que son cabeza de familia que a jóvenes y mujeres.

Este trabajo pretende aclarar cuáles son algunos de los fundamentos microeconómicos en que se sustentan hechos como los descritos. Otras aportaciones en esta línea de estudio del desempleo persistente en España se recogen en Andrés y García (1992) o Bentolila y Blanchard (1991).

En la sección 2 se revisan las principales aportaciones teóricas y empíricas basadas en la hipótesis de los salarios de eficiencia. Según ésta, uno de los factores que impide a los trabajadores desempleados competir por los puestos de trabajo y presionar los salarios a la baja es el efecto negativo que una bajada de salarios tendría sobre la productividad del trabajo, lo que podría no ser conveniente para las propias empresas.

Además de proporcionar fundamentos microeconómicos al desempleo involuntario persistente, la hipótesis del salario de eficiencia podría ayudar a comprender mejor las diferencias salariales entre sectores para un mismo tipo de trabajo.

Pese a la importancia del tema, los estudios empíricos realizados sobre el caso español son poco numerosos. Con objeto de ampliar la evidencia disponible, en este trabajo se emplea la metodología propuesta por Wadhvani y Wall (1991), estimando mediante datos de panel diferentes especificaciones de una función de producción Cobb-Douglas, aumentada para incorporar el posible efecto de los salarios sobre la productividad. Los datos provienen de la Central de Balances del Banco de España. La sección 3 presenta los resultados de la estimación y sus posibles interpretaciones. La sección 4 plantea las consecuencias para las políticas de empleo. Por último, la sección 5 recoge las principales conclusiones alcanzadas en esta investigación.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE LA HIPÓTESIS DE LOS SALARIOS DE EFICIENCIA

### 2.1. Principales aportaciones teóricas

La explicación del desempleo involuntario persistente ha sido uno de los principales retos de la macroeconomía desde la Gran Depresión de 1929. Los economistas se han interrogado sobre las causas de que los trabajadores desempleados sean incapaces de competir con los ocupados, moderando sus salarios o arrebatándoles los puestos de trabajo.

Entre las teorías recientes que han intentado ofrecer unos fundamentos microeconómicos al desempleo involuntario persistente, buscando demostrar que es consistente con una conducta racional por parte de agentes que estén maximizando sus funciones objetivo, destaca la hipótesis de los salarios de eficiencia.

Los modelos basados en esta hipótesis tienen como idea central que la productividad de los trabajadores está positivamente correlacionada con sus salarios. En consecuencia, incluso si existe un exceso de oferta de trabajo puede que no resulte beneficioso para las empresas bajar los salarios. Comprar una hora de trabajo resultaría más barato, pero el esfuerzo realizado durante esa hora sería menor.

Esta relación entre salario y productividad se ha justificado de diversas formas:

a) Las primeras versiones aparecieron en modelos de desarrollo. En los países menos desarrollados los trabajadores padecen bajos niveles de nutrición. Su productividad dependerá de su nutrición, y ésta del salario recibido (Leibenstein, 1957; Mirrlees, 1975). Evidentemente, estas consideraciones no resultan relevantes en países desarrollados.

b) Otros modelos se basan en la información imperfecta que las empresas tienen sobre el esfuerzo de sus empleados. Se supone que supervisar el esfuerzo de cada trabajador resulta imposible o muy costoso. Por otro lado, la posibilidad de penalizar al trabajador que rinda poco puede estar limitada por restricciones legales. En esta situación, puede resultar beneficioso para la empresa elevar los salarios como medio para incentivar a sus empleados. El coste para los trabajadores de perder su puesto de trabajo se incrementa. Por un lado, su salario se ha elevado respecto al pagado en otras empresas. Por otro, al pagar salarios más elevados que los que vaciarían el mercado se genera desempleo. La versión más simple es la ofrecida por Shapiro y Stiglitz (1984).

c) En los modelos sociológicos, se considera que el esfuerzo de los trabajadores depende de que crean que sus patronos les están tratando «justamente». Si el salario se percibe como justo, mejorará la moral de los trabajadores, surgirán sentimientos de lealtad hacia la empresa, y aumentará su productividad. La referencia clásica es Akerloff (1982). En su modelo, la empresa paga a sus trabajadores un salario superior al mínimo posible, como un regalo; a cambio, los trabajadores responden regalando un esfuerzo superior al mínimo posible.

d) Los modelos de selección se basan en los supuestos de trabajadores con distintos niveles de habilidad, y empresas con información imperfecta sobre las verdaderas características de los aspirantes a un puesto de trabajo. Si habilidad y salarios de reserva están correlacionados positivamente, ofreciendo salarios más altos la empresa obtendrá una fuerza de trabajo más productiva (ver, por ejemplo, Weiss, 1980).

e) Cuanto peores sean sus oportunidades alternativas, menos incentivos tendrán los trabajadores para abandonar su empresa. Y las oportunidades alternativas empeorarán al elevar el salario. Por tanto, las empresas pueden encontrar beneficioso pagar salarios elevados, disminuyendo así sus costes de rotación de la mano de obra (contratación, formación...). Modelos de este tipo se recogen en Stiglitz (1986).

La hipótesis del salario de eficiencia puede explicar salarios de equilibrio que no vacíen el mercado de trabajo. Este desempleo que se genera es involuntario. Además de proporcionar bases microeconómicas al desempleo involuntario persistente, los modelos del salario de eficiencia ayudan a entender las diferencias salariales entre sectores o empresas para trabajadores con las mismas cualificaciones (por ejemplo, si el rendimiento individual se puede supervisar más fácilmente en un determinado sector o empresa, sus salarios relativos serán menores).

## 2.2. Contrastes empíricos

Para contrastar empíricamente la hipótesis del salario de eficiencia (HSE) se han seguido tres caminos diferentes:

1) Hace tiempo que los economistas observaron que trabajos aparentemente similares reciben salarios muy diferentes en los distintos sectores, incluso dentro de una misma localidad. El modelo competitivo tradicional del mercado de trabajo atribuye este hecho a:

- Diferencias no observables en la calidad de la mano de obra.
- Diferencias en las características no salariales del trabajo (ruido, suciedad...).
- Incrementos en la demanda de trabajo en algunos sectores, junto a una movilidad incompleta del trabajo a corto plazo.

Los autores que han seguido este camino han concentrado sus esfuerzos en intentar demostrar que el modelo competitivo no basta para explicar las diferencias salariales observadas, mientras que la HSE ofrece una explicación más fiable. Entre sus trabajos sobresalen los de Krueger y Summers (1986a, 1986b, 1988), Dickens y Katz (1987). Por desgracia, estas investigaciones han tenido más éxito en descartar la validez del modelo competitivo que en sustentar la de la HSE.

2) Otro grupo de autores ha intentado contrastar la HSE indirectamente, analizando su consistencia con la conducta de las empresas al contratar trabajadores (ej. Nickell y Wadhvani, 1987).

3) Wadhvani y Wall (1991) sugieren otro enfoque: contrastar directamente la HSE, examinando si sus predicciones sobre los determinantes de la productividad de una empresa se verifican. Esto se consigue mediante una función de producción aumentada para incluir el salario de eficiencia como una de las variables. Dell'Aringa y Lucifora (1988) también utilizan esta vía.

Las contrastaciones empíricas de la HSE en España son muy escasas, pese a la trascendencia del tema. Andrés y García (1991) siguen la primera vía arriba reseñada, Alonso (1989) la segunda. Los resultados obtenidos por estos autores son parcialmente favorables al cumplimiento de la hipótesis en España. Este trabajo pretende ampliar la evidencia disponible siguiendo la tercera vía, hasta ahora inexplorada en nuestro país.

### 3. UN CONTRASTE DIRECTO DE LA HSE CON DATOS MICROECONÓMICOS ESPAÑOLES

Supongamos, como paso inicial, una función de producción con la forma

$$Y_i = A K_i^\alpha L_i^\beta \quad (1)$$

donde

$Y_i$  = Valor añadido (en la empresa  $i$ )

$K_i$  = Stock de capital

$L_i$  = Empleo

$A$  = Una constante

Son bien conocidas las fuertes restricciones que impone a priori el uso de una función Cobb-Douglas.

– Como cualquier función de producción, ignora la existencia de distintas variedades de capital y trabajo, combinando todas en variables agregadas. Además, los dos inputs considerados se suponen continuamente sustituibles en la producción.

– La elasticidad de sustitución, que mide la facilidad de sustitución entre factores, es siempre uno, independientemente de la combinación de factores utilizada.

– «A» es una constante, lo que no permite considerar ni el cambio técnico ni efectos no observables específicos de cada empresa.

La variable «salario de eficiencia» se definirá como:

$$EFW_i = \frac{W_i}{OO_i}$$

$W_i$ : salario pagado en la empresa  $i$ .

$OO_i$ : oportunidades exteriores para un trabajador de la empresa  $i$ .

$OO_i = (1-U) W^* + U \cdot BEN$ , donde

$W^*$  = salario medio pagado por las otras empresas.

$BEN$  = compensaciones por desempleo.

$U$  = tasa de desempleo, que actúa como una aproximación a la probabilidad de permanecer desempleado en caso de perder el trabajo. Por tanto  $(1-U)$ , es una aproximación a la probabilidad de encontrar otro trabajo.  $OO$  representa los ingresos esperados fuera de la empresa. Si  $BEN > W^*$ , un incremento en  $U$  empeora las oportunidades exteriores. Obsérvese el supuesto implícito de que todos los trabajadores tienen la misma probabilidad de encontrar otro trabajo, por ser indiferenciables.

Según la hipótesis del salario de eficiencia,  $EFW$  afectará a la productividad (por cualquiera de las razones citadas en la sección 2.1). Por tanto, debe ser incluida en la función de producción como una variable explicativa adicional.

Para ello, se hará depender  $\beta$  de  $EFW$ , es decir:

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \log EFW \quad (2)$$

Mediante este procedimiento, el contraste de si  $\beta_1 > 0$  se puede utilizar para contrastar la HSE.

Al añadir una perturbación aleatoria a (1), obtenemos:

$$Y_i = A K_i^\alpha L_i^\beta e^{\varepsilon_i} \quad (3)$$

donde se supone que  $\varepsilon_i$  se distribuye normalmente, con media cero y varianza constante. Sustituyendo (2) en (3) y tomando logaritmos, se obtiene la expresión a estimar:

$$y_i = a + \alpha \cdot k_i + \beta_0 \cdot l_i + \beta_1 (\text{efw}_i \cdot l_i)$$

(las variables en logaritmos se expresan mediante letras minúsculas).

Una relación directa y significativa entre salario de eficiencia y productividad se podría también explicar mediante un modelo competitivo convencional. Los seguidores de este enfoque atribuirían este resultado a aspectos relacionados con el capital humano: diferencias en la distribución de habilidades entre empresas lo explicarían sin necesidad de recurrir a la HSE. Es decir, los salarios relativos serían más altos en las empresas con una mejor calidad de la mano de obra, y esta calidad, no un mayor esfuerzo, sería la razón de que se observase una mayor productividad.

Es menos probable que estas diferencias no observadas en la calidad de la fuerza de trabajo entre empresas sean importantes para empresas que pertenecen al mismo sector. Sin embargo, es posible que el enfoque anterior siga siendo excesivamente agregado. La distribución de habilidades podría diferir entre las empresas incluso si pertenecen al mismo sector. Una forma en que podría controlarse esta posibilidad es permitiendo la existencia de un efecto fijo específico de cada empresa,  $A_i$ . Eso es lo que haremos a continuación.

Este tipo de cuestión económica no puede tratarse mediante un conjunto de datos en sección cruzada. Es necesario disponer de un panel de datos (es decir, varias observaciones en el tiempo sobre un conjunto de empresas). Se utilizarán observaciones sobre 476 empresas entre los años 1981 y 1986, procedentes de la Central de Balances. El apéndice detalla los criterios de selección de la muestra. Las regresiones comentadas a continuación se han realizado utilizando el programa DPD (Arellano y Bond, 1988).

Una primera posibilidad (modelo I) es estimar un modelo del tipo:

$$Y_{it} = A \cdot K_{it}^{\alpha} \cdot L_{it}^{\beta}$$

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log \text{EFW}_{i,t}$$

mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios con todas las  $N \cdot T$  observaciones. Hacer esto supone dos diferencias principales respecto a las estimaciones en sección cruzada para los datos de cada año por separado:

a) Se incrementa el número de datos (debido a que ahora se proporcionan múltiples observaciones sobre cada empresa). Esto incrementa los grados de libertad, reduce la colinealidad entre variables explicativas y, por tanto, mejora la eficiencia de las estimaciones.

b) Se fuerza a los parámetros de la regresión a tomar valores comunes para todas las unidades en sección cruzada en todos los años. Con el otro método, podrían ser diferentes en cada año.

En segundo lugar (modelo II), hemos permitido mediante variables ficticias que el término constante del modelo I ( $\log A$ ) varíe entre los distintos sectores industriales. Esta es una forma de tener en cuenta las diferencias en la distribu-

ción de habilidades cuando éstas son menos importantes entre empresas que pertenecen al mismo sector.

En tercer lugar, hemos tenido en cuenta la existencia de progreso técnico. Esto podría haberse hecho respecificando el modelo I como:

$$Y_{it} = A \cdot K_{it}^{\alpha} \cdot L_{it}^{\beta} \cdot e^{\mu t}$$

donde  $\mu$  es una medida del progreso técnico y  $t$  una tendencia temporal. Al tomar logaritmos, el término constante sería ahora  $\log A + \mu t$ . En lugar de seguir esta vía, hemos preferido una especificación más general (modelo III), usando variables ficticias específicas para cada año, para aproximar todas las variables omitidas que varían en el tiempo comunes a todas las empresas ( $\phi_t$ ). Estos efectos temporales comunes a todas las empresas pueden deberse no sólo al cambio técnico, sino también a errores de medición, o a efectos psicológicos.

En el modelo IV, se incluyen tanto variables ficticias para cada industria como variables ficticias temporales. A continuación, los cuatro pasos se repiten en un modelo más general (modelo V):

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log EFW_{i,t} + \beta_2 \cdot \log U_{i,t}$$

En él, se añade un nuevo término,  $\beta_2 \cdot \log U$ , para permitir una estimación del efecto independiente del desempleo sobre la productividad. Comprobar si es posible aislar este efecto independiente que la tasa de desempleo pueda tener sobre la productividad es importante. Diversos modelos de salario de eficiencia predicen una relación directa entre ambas variables. Y, mientras que la existencia de una relación directa entre salario de eficiencia y productividad podría también explicarse mediante teorías alternativas, éstas tendrían más dificultades para justificar la relación entre desempleo y productividad.

Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 1. El hallazgo fundamental es que  $\beta_1$  tiene siempre el signo positivo esperado y es fuertemente significativo. Su magnitud (0.17-0.18) implica, tomando el valor medio del logaritmo del empleo, una elasticidad de la producción con respecto a la variable salarial consistente con una elasticidad del esfuerzo respecto al salario igual a la unidad, como exige la condición de Solow para que la empresa maximice su beneficio. Las variables ficticias industriales y temporales son significativas, pero no afectan la magnitud o significación de  $\beta_1$ . El efecto del desempleo sobre la productividad tiene un signo negativo contrario al esperado y no es significativo, con lo que la evidencia no apoya la existencia de una relación directa entre desempleo y productividad.

Pero, a menos que los efectos específicos individuales (que pueden ser causados por diferencias de habilidad en la fuerza de trabajo, entre otras razones) sean cero, o no estén correlacionados con los regresores, las estimaciones anteriores en sección cruzada serán inconsistentes. Y es poco probable que ninguna de esas alternativas sea cierta. Este problema se ve mitigado, pero no resuelto, por la inclusión de variables ficticias sectoriales, como se hizo antes. En consecuencia, es preciso utilizar las técnicas econométricas de estimación de datos de panel. La principal ventaja que proporcionarán será controlar los efectos no observables específicos de cada empresa y obtener estimadores consistentes.

Cuadro 1

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
log $k_{it}$	0.12 (11.31)	0.13 (10.49)	0.12 (11.41)	0.13 (10.59)	0.12 (11.24)	0.13 (10.50)	0.12 (11.26)	0.13 (10.57)
log $L_{it}$	0.84 (34.07)	0.83 (37.42)	0.84 (34.02)	0.83 (37.39)	0.83 (33.72)	0.85 (34.06)	0.81 (33.39)	0.81 (33.25)
log $EFW_{it} \cdot \log L_{it}$	0.18 (19.45)	0.17 (17.18)	0.18 (19.23)	0.17 (16.92)	0.18 (19.34)	0.17 (17.09)	0.18 (18.91)	0.17 (16.98)
log $U_{it} \cdot \log L_{it}$					-0.003 (-0.70)	0.009 (2.14)	-0.01 (-1.70)	-0.008 (-1.81)
Errores Estándar	0.09	0.08	0.09	0.08	0.09	0.08	0.09	0.08
Significación Conjunta Variables Fict. Sectoriales (g.l. = 12)		43.52		43.65		48.6		40.08
S.C. Var. Fict. Temporales (g.l. = 4)			76.43	76.41			76.85	78.28
S.C. Sectoriales + Temporales (g.l. = 16)				144.02				148.65

(Los contrastes son robustos frente a la heteroscedasticidad. El contraste de significación conjunta es un contraste de Wald).

El modelo básico (modelo IX) es ahora:

$$Y_{it} = A_i \cdot K_{it}^{\alpha} \cdot L_{it}^{\beta}$$

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log EFW_{it} \quad (\text{IX})$$

A continuación (en el modelo X) el término constante, además de contener un componente que es constante en el tiempo y varía entre individuos (es decir, empresas), también contiene un componente que varía en el tiempo y es constante entre individuos. Las variables ficticias temporales recogen la influencia de estos factores comunes a todos los individuos. Los modelos XI y XII repiten el mismo proceso, pero en ellos

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log EFW_{it} + \beta_2 \cdot \log U_{it} \cdot$$

El modelo XIII es el modelo X modificado para permitir adaptación. Hasta el momento, hemos supuesto que un trabajador utiliza las oportunidades esperadas fuera de su empresa como punto de referencia para realizar comparaciones. Pero la mayoría de modelos de salario de eficiencia parecen olvidar el hecho psicológico de que los individuos tienden a acostumbrarse y a dar por supuesto un nivel de vida una vez alcanzado. En consecuencia, a la hora de va-

lorar sus oportunidades exteriores tendrán en cuenta su propia experiencia pasada.

La adaptación parcial se puede modelizar como:

$$\log(W^A)_t = \log(00)_t + \rho [\log W - \log 00]_{t-1}$$

donde  $0 \leq \rho \leq 1$ .  $\rho = 1$  implicaría una adaptación completa a los logros pasados.  $\rho = 0$  implicaría que no ha habido adaptación en absoluto.

Ahora, el salario alternativo esperado puede no coincidir con el existente en el exterior, puesto que el trabajador puede creerse capaz de mantener una proporción  $\rho$  de la diferencia salarial de que goza, aunque abandone la empresa en que trabaja.

La nueva variable de salario de eficiencia será:

$$\begin{aligned} \log \text{NEFW}_t &= \log(W/W^A)_t = \log(W)_t - \log(W^A)_t = \\ &= \log(W)_t - \log(00)_t - \rho [\log(W) - \log(00)]_{t-1} = \\ &= \log(W/00)_t - \rho \cdot \log(W/00)_{t-1} \end{aligned}$$

Obsérvese que  $(W/00)_t = \text{EFW}_t$ , es decir, nuestra «antigua» variable de salario de eficiencia en el año  $t$ , y  $(W/00)_{t-1} = \text{EFW}_{t-1}$ .

Una función de producción Cobb-Douglas con:

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 [\log \text{EFW}_{it} - \rho \cdot \log \text{EFW}_{i,t-1}]$$

resultaría en la expresión a estimar:

$$\begin{aligned} \log Y_{it} &= \log A_i + \alpha \cdot \log K_{it} + \beta_0 \cdot \log L_{it} + \beta_1 \cdot \log \text{EFW}_{it} \cdot \log L_{it} \\ &\quad - \rho \cdot \beta_1 \cdot \log \text{EFW}_{i,t-1} \cdot \log L_{it} \end{aligned}$$

Si la hipótesis nula de que  $\rho = 0$  no es rechazada, este modelo se reduciría al analizado antes, puesto que no habría evidencia de que existiese adaptación. Esto puede contrastarse fácilmente, observando el t-ratio del coeficiente que acompaña a la variable  $\log \text{EFW}_{i,t-1} \cdot \log L_{it}$ .

Las estimaciones se realizaron mediante un estimador intragrupos. Es decir, todas las variables se transformaron en desviaciones respecto a su media individual, con lo que para una variable  $X$ :

$$X_{it}^I = X_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}$$

A continuación, se aplican MCO a las variables transformadas. De esta forma se eliminan los efectos fijos. Esta es la razón de que ahora no se puedan utilizar variables ficticias industriales: todos los efectos que no varían en el tiempo se eliminan. La estimación intragrupos sólo considera las variaciones que se producen dentro de cada empresa individual.

La arriba descrita es la estrategia correcta de estimación cuando se supone que los efectos omitidos específicos de cada empresa que no varían en el tiempo son fijos. Nótese que, como la consistencia depende de  $N \rightarrow \infty$ , no es posible estimar consistentemente los efectos omitidos específicos de cada empresa. En cualquier caso, no estamos interesados en ellos, sino en el coeficiente de la variable salario de eficiencia.

Las estimaciones arrojaron los resultados que se muestran en el cuadro 2. Como las variables ficticias temporales son significativas, los modelos X y XII son más relevantes que el IX y XI, respectivamente. Sigue habiendo evidencia favorable a la existencia de una relación directa y significativa entre salario de eficiencia y productividad. Pero la magnitud del parámetro relevante es ligeramente menor. Esto puede considerarse un signo de que las diferencias no observables en la calidad de la mano de obra estaban desempeñando algún papel en nuestros resultados anteriores.

Cuadro 2

	IX	X	XI	XII	XIII
$\log K_{it}$	0.009 (0.76)	0.01 (1.07)	0.009 (0.77)	0.01 (1.10)	0.01 (1.09)
$\log L_{it}$	0.93 (10.41)	0.99 (11.71)	0.96 (11.01)	0.93 (11.32)	1.00 (11.65)
$\log EFW_{it} \cdot \log L_{it}$	0.11 (4.79)	0.11 (4.61)	0.11 (4.66)	0.11 (4.66)	0.11 (4.76)
$\log U_{it} \cdot \log L_{it}$			0.006 (1.61)	-0.02 (-3.63)	
$\log EFW_{i,t-1} \cdot \log L_{it}$					0.01 (0.92)
Errores Estándar	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
Significación Conjunta Var. Ficticias Temporales		45.28		127.28	86.97

Es posible realizar otra interpretación de este resultado sin necesidad de aceptar la presencia de efectos específicos de cada empresa importantes. Es bien sabido que el uso de datos de panel en la investigación econométrica a menudo produce estimaciones de los parámetros que parecen «demasiado cercanas a cero» a juzgar por las predicciones de la teoría económica. Griliches y Hausman (1986) mostraron para el caso de un único regresor que frecuentemente este fenómeno puede ser debido a la presencia de errores de medición. Servén (1988) extendió estos resultados al modelo de regresión multivariante. Y es probable que existan considerables errores en nuestra medición del stock de capital. (Este error de medición resulta también preocupante porque la transformación intragrupos podría exacerbarlo).

Pero incluso después de haber controlado los efectos individuales omitidos, la relación entre salario de eficiencia y productividad se mantiene, de forma que no podría explicarse únicamente en esos términos. Esto coincide con la evidencia encontrada en otros trabajos. Por ejemplo, los trabajos de Krueger y Summers (1986a, 1986b, 1988) anteriormente citados muestran que las diferencias salariales entre industrias no pueden ser explicadas sólo mediante argumentos convencionales basados en el capital humano.

El modelo XII vuelve a corroborar la inexistencia de aumentos en la productividad del trabajo al crecer el desempleo. Por contra, sugiere la existencia de una relación negativa y significativa entre ellos. Este resultado es coherente con la ley de Okun, y no imposibilita el cumplimiento de la HSE: modelos de salario de eficiencia como el de Akerloff y Yellen (1987) permiten que el esfuerzo aumente en las fases expansivas, como parte de un contrato implícito entre la empresa y los empleados. Por último, el modelo XIII señala la falta de evidencia que favorezca la existencia de adaptación.

Conviene comparar estos hallazgos con los obtenidos en otros trabajos que emplean la misma metodología. Wadhvani y Wall (1991) fueron los primeros en aplicarla, utilizando datos de 211 empresas industriales británicas en el período 1972-1982. También ellos encuentran un efecto positivo del salario relativo sobre la productividad, con valores de los parámetros que implican una elasticidad de la producción respecto al salario de eficiencia de magnitud parecida a la hallada en España. Sin embargo, estos autores descubren evidencia favorable a la existencia de una relación directa entre productividad y tasa de desempleo, lo que hace más verosímil el cumplimiento de la hipótesis de los salarios de eficiencia. Este fenómeno no ha podido ser detectado en el caso español. Tampoco han aparecido en éstos resultados que apoyen la existencia de adaptación de los trabajadores a sus logros pasados cuando valoran sus oportunidades exteriores, al contrario que en el Reino Unido.

Dell'Aringa y Lucifora (1988) estudian la situación en Italia, obteniendo conclusiones que concuerdan más con las aquí presentadas que con las de Wadhvani y Wall. En su trabajo la productividad depende del salario de eficiencia, pero el efecto del desempleo no es significativo y no existe adaptación.

#### 4. CONSECUENCIAS PARA LAS POLÍTICAS DE EMPLEO

A la luz de los resultados obtenidos, podrían ser recomendables intentos de basar las medidas de política económica destinadas a combatir el desempleo elevado y persistente que padece España en estas nuevas teorías sobre el funcionamiento del mercado de trabajo.

De los modelos de salario de eficiencia se derivan consecuencias macroeconómicas importantes. Proporcionan fundamentos microeconómicos a la existencia a nivel agregado de desempleo involuntario elevado e incapaz de moderar salarios y precios. Una situación de este tipo concuerda con los hechos observados en la economía española, donde las altas tasas de paro apenas desaceleran la inflación.

El aumento de la NAIRU resultante hará que los instrumentos tradicionales de lucha contra el paro (políticas expansivas de demanda) sean peligrosos. Au-

mentarán la inflación, aunque el desempleo sea alto, a menos que sean precedidas de medidas microeconómicas que mejoren el funcionamiento del mercado de trabajo y reduzcan la NAIRU.

Si las teorías del salario de eficiencia están en lo cierto, el principal objetivo de las reformas debería ser evitar la necesidad de utilizar el salario para incrementar la productividad del trabajo por las vías descritas en la sección 2.1. De ser imposible o desaconsejable aplicar mecanismos de supervisión directa del esfuerzo en el trabajo, existen otras alternativas.

Una podría consistir en ligar parte de la retribución a la productividad del grupo de empleados (o de subgrupos). Esta resulta más fácilmente observable que la productividad individual. Y, como los propios trabajadores son capaces de controlar mejor que los supervisores externos el esfuerzo en el trabajo de sus compañeros, se dificulta la existencia de «escaqueadores» (free riders). Otra, en asociar el interés individual de cada trabajador al de la empresa, mediante sistemas retributivos que incorporen un componente de participación en los beneficios.

## 5. CONCLUSIONES

La finalidad principal de este trabajo ha sido realizar un contraste directo de la hipótesis del salario de eficiencia usando datos microeconómicos españoles. Para ello se han utilizado diferentes especificaciones de una función de producción Cobb-Douglas aumentada con el salario de eficiencia afectando a  $\beta$ . Se ha encontrado fuerte evidencia en las regresiones de que la productividad del trabajo en las empresas aumenta al elevarse el salario relativo. Sin embargo, no se ha detectado una relación directa entre el nivel de desempleo y la productividad. El parámetro relevante ha sido negativo o no significativo en las estimaciones. La posibilidad de que los trabajadores se acostumbren a una situación dada y ello afecte a su valoración de las oportunidades que pueden encontrar si abandonan su empresa (teoría de la adaptación) no ha sido apoyada por los resultados.

Se intentó considerar la posibilidad de que existan diferencias no observadas en la calidad de la mano de obra. Para permitir la existencia de efectos específicos de cada empresa se utilizaron técnicas de datos de panel (estimación intragrupos). También se tuvieron en cuenta los efectos de variables omitidas que varían en el tiempo pero son comunes a todas las empresas (como el progreso técnico), que resultaron significativos. Incluso después de controlar todos estos factores, la relación directa y significativa entre salarios relativos y productividad se mantuvo. Sin embargo, su magnitud se redujo. Esto podría indicar que las diferencias no son observables en la distribución de habilidades, aunque incapaz de explicar plenamente los resultados anteriores, desempeñaban algún papel en ellos. Otra posible explicación de la reducción en  $\beta_1$  podría ser la presencia de errores de medición, especialmente probables para el stock de capital, que provoquen estimaciones «demasiado cercanas a cero» (Griliches y Hausman).

Aunque estos resultados no basten para descartar por completo las explicaciones alternativas, parecen favorecer la hipótesis del salario de eficiencia. Si el aumento del desempleo hubiese incrementado la productividad, los resulta-

dos se habrían decantado con mayor claridad en contra de las teorías alternativas. Pero un efecto negativo es también consistente con modelos de salario de eficiencia como el de Akerloff y Yellen (1987). En consecuencia, puede concluirse que la HSE no ha sido rechazada.

Los estudios realizados en otros países han llegado a conclusiones similares, a grandes rasgos, a las aquí alcanzadas. No obstante, existen diferencias interesantes con el caso británico, donde la evidencia es más fuertemente favorable al cumplimiento de la HSE que en España.

Es posible basar políticas de reducción del desempleo en las nuevas teorías sobre el funcionamiento del mercado de trabajo, como alternativa o complemento de las políticas tradicionales.

## 6. APÉNDICE: FUENTES ESTADÍSTICAS

Los datos provienen fundamentalmente de la Central de Balances del Banco de España. A continuación se comentan los principales rasgos de la construcción de las variables utilizadas.

1)  $L_i$  = empleo total en cada empresa. Se ha definido como

$$L_i = APE + \frac{TE * NW}{52}$$

APE = empleados permanentes por término medio.

TE = empleados temporales.

NW = número de semanas.

Esto es tan solo una aproximación a los datos que nos interesarían, debido a la falta de información sobre el número de horas trabajadas.

2)  $K_i$  = stock de capital real = inmovilizado material (maquinaria y equipo) menos la amortización acumulada. Esta variable presenta problemas de medición considerables. Se expresa a coste histórico. Los errores de medición pueden provocar importantes sesgos en nuestra estimación del verdadero parámetro.

3)  $Y_i$  = valor añadido.

4)  $EFW_i$  = variable «salario de eficiencia».

$$EFW_i = \frac{W_i^c}{OO_i} = \frac{W_i^c}{(1 - U_i)W_i^* + U_i BEN_i}$$

$W_i^c$  = remuneración media por empleado en la empresa  $i$  (sueldos y salarios entre personal total empleado).

$OO_i$  = oportunidades exteriores para un trabajador de la empresa  $i$ .

$W_i^*$  = salario medio en el sector al que pertenece la empresa  $i$ .

$U_i$  = tasa de empleo en el sector al que pertenece la empresa  $i$ .

Obsérvese que  $W_i^*$  u  $U_i$  sólo cambian para empresas que pertenecen a sectores diferentes. Al definir de esta forma las oportunidades alternativas, se está suponiendo implícitamente cierto grado de inmovilidad del trabajo entre sectores. La industria se ha dividido en 14 sectores, siguiendo la clasificación NACE-CLIO.

$BEN_i$  = compensaciones por desempleo. Según la legislación laboral española, el trabajador ha de recibir el 90% de su sueldo previo durante los seis primeros meses de desempleo, el 80% en los seis meses siguientes y el 70% en los seis restantes. Por tanto, una aproximación razonable será  $BEN_i = 0.8 W_i^c$ .

Las fuentes estadísticas utilizadas han sido:

Empleo (L): Datos complementarios.

Capital (K): Datos complementarios.

Valor Añadido (Y): «Valor añadido ajustado» (Estado de Resultados, Central de Balances).

Remuneración media por empleado ( $W^c$ ): Datos complementarios.

Salario medio en el sector ( $W^*$ ): Calculado usando todas las empresas incluidas en la Central de Balances, siguiendo la clasificación NACE-CLIO (14 sectores).

Tasa de empleo en el sector (U): Encuesta de Población Activa (INE).

En cuanto al procedimiento de selección de la muestra, los datos originales provienen de las 904 empresas industriales que respondieron entre 1981 y 1986 a la encuesta de la Central de Balances. De ellas, se han descartado aquellas en que:

- Faltan datos para cualquiera de las variables utilizadas.
- El empleo, los costes laborales en términos reales, o el stock de capital real se multiplican por más de tres entre un período y el siguiente.
- El empleo o los costes laborales cambian más de un 20% y la otra variable no cambia en la misma dirección.

Tras esta depuración, contamos con 723 empresas. Se utilizan 476 de las 723 empresas, al excluir las que tienen menos de 100 trabajadores en cualquiera de los años 1981-1986 (ya que la hipótesis del salario de eficiencia podría ser menos relevante en las empresas pequeñas, al ser más fácil supervisar el rendimiento individual de los trabajadores), y las que pertenecen al sector 1 (energía) de la clasificación NACE-CLIO (debido a la existencia de problemas especialmente graves en la medición del capital).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Akerloff, G. (1982): «Labour Contracts as Partial Gift Exchange», *Quarterly Journal of Economics*, 97, págs. 543-569.

Akerloff, G. y Yellen, J.L. (1987): *Efficiency Wage Models of the Labour Market*, Cambridge University Press.

- Alonso, C. (1989): «Salarios de eficiencia y mercado de trabajo: análisis para el caso español con datos de panel», Mimeo, *CEMFI*.
- Anchuelo, A. (1993): «A Direct Test of the Efficiency Wage Hypothesis: the Spanish Case», *Fundación FIES*, Documento de Trabajo 98/1993.
- Andrés, J. y García, J. (1991): «Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores», *Investigaciones Económicas* (Segunda época), vol. XI, nº 1, págs. 143-167.
- Andrés, J. y García, J. (1992): «Principales rasgos del mercado de trabajo español ante 1992», en J. Viñals (ed.): *La economía española ante el Mercado Único Europeo*, Alianza Editorial, Madrid.
- Arellano, M. y Bond, S. (1988): «Dynamic Panel Data Estimation using D.P.D.: A Guide for Users», *Institute for Fiscal Studies*, London, Working Paper 88/15.
- Bentolia, S. y Blanchard, O. (1991): «El paro en España», en S. Bentolia y L. Toharia (comps.): *Estudios de economía del trabajo en España II: el problema del paro*, Ministerio de Trabajo, Madrid.
- Dell'Aringa y Lucifora, C. (1988): «Wage Determination and Union Behaviour en Italy: An Efficiency Wage interpretation», *Centro di Ricerche Economiche peri Problemi del Lavoro e dell'Industria*, Discussion Paper 10.
- Dickers, W.T. y Katz, L.F. (1987): «Inter-industry Wage Differences and Industry Characteristics», en Lang, K. y Leonard, J.S. (eds.): *Unemployment and the Structure of Labour Markets*, Oxford, Basil Blackwell.
- Griliches, Z. y Hausman, J.A. (1986): «Errors in Variables in Panel Data». *Journal of Econometrics*, 31, págs. 93-118.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of Panel Data*, Econometric Society Monographs, 11.
- Krueger, A. y Summers, L. (1986a): «Reflections on the Inter-Industry Wage Structure», *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 1968.
- Krueger, A. y Summers, L. (1986b): «Efficiency Wages and the Wage Structure», *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 1952.
- Krueger, A. y Summers, L. (1988): «Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure», *Econometrica*, vol. 56 nº 2, págs. 259-294.
- Leibenstein, H. (1957): *Economic Backwardness and Economic Growth*, New York, Wiley.
- Mirrlees, J. (1975): «A Pure Theory of Underdeveloped Economies», en L.A. Reynolds (ed.): *Agriculture in Development Theory*, New Haven, Yale University Press.
- Nickell, S.J. y Wadhvani, S. (1987): «Financial Factors, Efficiency Wages and Employment: Investigation Using UK Micro-Data», London School of Economics, *Centre for Labour Economics*, Discussion Paper 295.
- Serven, L. (1988): «Multivariate Errors in Panel Data: the Demand for Labour in Spanish Manufacturing», *FEDEA*, Documento 88-02.
- Shapiro, C. y Stiglitz, J.E. (1984): «Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device», *American Economic Review*, 74, nº 3, págs. 433-444.

- Stiglitz, J.E. (1986): «Theories of Wage Rigidity», en Butkiewicz, Kofard y Miller (eds.): *Keynes' Economic Legacy*, New York, Praeger Publisher.
- Wadhvani, S.B. y Wall, M. (1991): «A Direct Test of the Efficiency Wage Model Using UK Micro-Data», *Oxford Economic Papers*, 43, págs. 529-548.
- Weiss, A. (1980): «Job Queues and Layoffs in Labour Markets with Flexible Wages», *Journal of Political Economy*, 88, págs. 526-538.

#### ABSTRACT

The main goal in this paper is to implement a direct test of the efficiency wages hypothesis for the Spanish case. To achieve it, different specifications of a production function augmented to take into account the possible effect of wages on productivity are used. Although our results are not strong enough to rule out completely alternative explanations, they are consistent the efficiency wages hypothesis.

**Key words:** efficiency wages, labour market.