

## **COSTES VARIABLES DE AJUSTE EN FUNCIONES DE EMPLEO A CORTO PLAZO EN LA INDUSTRIA**

Juan J. DOLADO \*

*Banco de España*

*Este trabajo presenta un modelo muy sencillo que permite especificar la velocidad de ajuste del empleo frente a las variaciones en el output como una magnitud variable dependiente inversamente del nivel de desempleo. Esta variable actúa satisfactoriamente como un indicador de las condiciones en que la empresa habrá de afrontar aumentos o reducciones de plantilla. El modelo se estima para el sector industrial en España durante el período 1964-1982, y los resultados se comparan con los obtenidos para otros países de la O.C.D.E.*

### **1. Introducción**

Recientemente han aparecido un buen número de trabajos en que se estudia la relación existente entre output y empleo a través de modelos a corto plazo, en los que el empleo deseado se determina por el lado de la demanda, tomando el output como variable exógena y las expectativas como estocásticas, relacionando los niveles deseado y actual a través de simples mecanismos de ajuste dinámico del tipo de ajuste parcial<sup>1</sup>. La velocidad de ajuste se toma como constante. Sin embargo, numerosas comparaciones de dichas velocidades, tanto a nivel internacional como interindustrial, dentro de un mismo país, ponen de manifiesto el comportamiento anticíclico de dicha magnitud: cuando el nivel de desempleo es alto la velocidad de ajuste es alta, y cuando aquél es bajo, la velocidad se reduce. La presente nota, en la línea de análisis recientes de dicho rasgo para los países de la O.C.D.E, excluyendo nuestro país, utiliza un modelo muy sencillo que permite especificar la velocidad de ajuste como magnitud variable dependiente del nivel de desempleo y probablemente de otras variables que recogen aspectos institucionales del mercado laboral en la industria española.

### **2. El modelo**

El modelo básico que se ajusta es del tipo:

$$l_t = a_0 + a_1 t + a_2 y_t + a_3 l_{t-1} \quad [1]$$

\* Se agradece los comentarios de un evaluador anónimo.

<sup>1</sup> Este supuesto es muy fuerte, ya que parece imposible que un shock tecnológico no afecte al empleo y el output simultáneamente. Por supuesto, resulta perfectamente legítimo analizar el empleo condicional respecto al output en tanto en cuanto no se considere a éste como exógeno (véase Dolado y Malo de Molina (1984)). Sin embargo, por homogeneidad con los resultados de otros países, las estimaciones se efectúan mediante NLLS.

donde  $l_t$ ,  $y_t$  y  $t$  representa empleo, producción y una tendencia lineal (las letras minúsculas denotan logaritmos, mientras que las mayúsculas denotan niveles). La ecuación [1] puede derivarse de diversas maneras. La derivación que normalmente se utiliza consiste en partir de una función de producción en la que se aproxima el stock de capital y el progreso tecnológico con carácter exógeno en el corto plazo por una tendencia exponencial, de forma que:

$$Y_t = Ae^{\rho t}(Lh)_t^\alpha \quad [2]$$

donde  $h_t$  representa número de horas trabajadas. Tomando el output como dado, invirtiendo la función de producción e introduciendo un mecanismo de ajuste parcial del tipo:

$$\Delta l_t = \lambda(l_t^* - l_{t-1}), \quad \lambda \in (0, 1) \quad [3]$$

donde  $l_t^*$  es el empleo deseado, se obtiene la siguiente expresión familiar en logaritmos,

$$l_t = \frac{-\lambda a}{\alpha} - \frac{\lambda \rho}{\alpha} t + \frac{\lambda}{\alpha} y_t + (1 - \lambda)l_{t-1} \quad [4]$$

donde se supone que las horas normales y el ratio de horas extraordinarias al horario normal se mueven de forma suave en el tiempo, de forma que el empleo deseado  $L^*$  puede utilizarse en vez de  $Lh$ .

La ecuación [4] es de la forma [1] con:

$$\alpha = (1 - a_3)/a_2 \quad [5]$$

representando la magnitud de la elasticidad del output con respecto al empleo.

El supuesto de que el capital se encuentra siempre completamente utilizado o que exista una tasa constante de utilización de la capacidad, parece poco plausible, por lo que algunos autores (Ireland y Smyth (1970)) utilizan una especificación alternativa. Para ello, se parte de una función de producción CES:

$$Y_t = e^{\rho t} A [a(Lh)_t^{-\omega} + (1 - a)(K\delta)_t^{-\omega}]^{-\nu/\omega} \quad [6]$$

donde  $\delta$  es la tasa de utilización del capital y al ser la función homogénea de grado  $\nu$ , este parámetro representa los rendimientos de escala.

Diferenciando [6] a lo largo de una isocuanta y operando, se obtiene fácilmente la expresión:

$$Y_t^{-\omega/\nu} = A^{-\omega/\nu} (Lh)_t^{-\omega} a (1 - \varepsilon_t) e^{-\omega/\nu \rho t} \quad [7]$$

donde  $\varepsilon_t = (d(Lh)_t/d(K\delta)_t) / ((K\delta)_t / (Lh)_t)$ . No parece demasiado restrictivo suponer que  $\varepsilon_t$  es constante cuando existe algún exceso de capacidad, esto es, el ratio de horas-hombre trabajadas sobre el capital en uso se mantiene constante.

Utilizando [3] de nuevo y comparando con [4], se obtiene que  $\alpha = (1 - a_3)/a_2$  indica ahora los rendimientos a escala en vez de la elasticidad del output respecto al empleo. Como en la mayoría de las estimaciones se obtienen valores de  $\alpha$  superiores o iguales a la unidad, resulta más plausible esta segunda interpretación, ya que la primera implicaría que el producto marginal del trabajo es superior o igual que su producto medio.

Con el fin de analizar la naturaleza de los costes de ajuste, es conveniente utilizar la función de pérdida de Eisner y Strotz (1963). Para ello, supondremos que existen dos tipos de coste en la decisión de la empresa: costes de empleo ( $C^1$ ) y costes asociados con variaciones en el nivel de empleo ( $C^2$ ).

Los costes de empleo vienen representados por:

$$C_t^1 = wL_t^* + h(l_t^* - l_t)^2 \quad ; \quad w > 0, \quad h > 0 \quad [8]$$

Si el nivel de empleo se encuentra en el nivel deseado,  $l_t = l_t^*$ , la totalidad de los costes representa la remuneración salarial  $wL_t^*$  siendo  $w$  el salario. Si la empresa produce el nivel de output dado con menos trabajadores que  $l_t^*$ , habrá de pagar horas extras y si utiliza más trabajadores, su producto marginal será inferior al salario pagado. Se supone una función de costes cuadrática con el fin de obtener reglas de decisión lineales y tanto en este caso como en el de los otros costes que se comentan posteriormente, se supone que los costes dependen de las tasas de variación y no de las diferencias absolutas con el fin de obtener reglas de decisión de logaritmos.

El segundo tipo de costes representan aquellos costes asociados con el empleo y despido de trabajadores y aquellos otros costes friccionales asociados con el nivel de empleo, del tipo:

$$C_t^2 = g_t(l_t - l_{t-1})^2, \quad g_t > 0 \quad [9]$$

Estos costes se supone que dependen del nivel de «slack» existente en el mercado laboral, medido, por ejemplo, por la tasa de paro. Cuando el desempleo es bajo, la empresa tiene que emplear más tiempo y posiblemente que ofrecer una más alta remuneración para emplear nuevos trabajadores que cuando el desempleo es reducido. Cuando éste es bajo, si la empresa ha de proceder a despidos, porque  $l_t^* < l_t$ , existe la posibilidad de que la empresa tenga que reemplazar a los trabajadores despedidos en un futuro cercano, bien porque aumenta la demanda o porque la predicción del output era incorrecta. En este caso es probable que el trabajador despedido haya encontrado trabajo en otro sitio, con lo que los costes de reemplazarlo ascenderán, cosa que no ocurrirá si la tasa de desempleo es alta. Por tanto, parece aconsejable hacer que  $g_t$  dependa inversamente de la tasa de paro  $u_t$ . Como no todos los costes se hallan asociados con la tasa de paro se incluye una constante y con el fin de captar la posible heterogeneidad existente en el marco legislativo, más flexible a partir de mediados de los setenta se introdujo también una variable dummy,  $D_t$ , escalón a partir del cuarto trimestre de 1976, de forma que:

$$g_t = g_0 + g_1 u_t + g_2 D_t \quad ; \quad g_0 > 0, \quad g_1 < 0, \quad g_2 < 0 \quad [10]$$

Minimizando de forma estática los costes totales

$$C_t^T = C_t^1 + C_t^2 = wL_t^* + h(l_t^* - l_t)^2 + (g_0 + g_1u_t + g_2D_t)(l_t - l_{t-1})^2 \quad [11]$$

con respecto a  $l_t$ , se obtiene la ecuación

$$\Delta l_t = (1 + g_0/h + g_1/hu_t + g_2/hD_t)^{-1}(l_t^* - l_{t-1}) \quad [12]$$

Como  $g_0$ ,  $g_1$ ,  $g_2$  y  $h$  no están identificados separadamente, resulta conveniente reescribir [12] en términos de parámetros identificados, de forma que:

$$\Delta l_t = (m_0 + m_1u_t + m_2D_t)^{-1}(l_t^* - l_{t-1}) \quad [13]$$

donde  $m_0 = 1 + g_0/h > 0$ ,  $m_1 = g_1/h < 0$ ,  $m_2 = g_2/h < 0$ . Obsérvese que  $m_1 = m_2 = 0$ , se obtiene [3] con el coeficiente de ajuste parcial  $\lambda = m_0^{-1}$ , constante. Sustituyendo  $l_t^*$  a partir de [1] en [13] se obtiene la ecuación a estimar:

$$\Delta l_t = [(m_0 + m_1u_t + m_2D_t)\alpha]^{-1}(-\gamma + y_t - \rho t) - (m_0 + m_1u_t + m_2D_t)^{-1} l_{t-1} + e_t \quad [14]$$

### 3. Resultados empíricos

Suponiendo que  $e_t$  es una innovación, para estimar [14] se utiliza un procedimiento de mínimos cuadrados no lineales, minimizando el criterio de la suma de cuadrados de los residuos por el método BHHH (1974). Como el modelo simple [3] está anidado en [13], se utilizan tests basados en el ratio de verosimilitud, corregidos por grados de libertad, en la forma de test  $F$  sugerida por Mauleón (1984) esto es:

$$\frac{T - K + r/2}{Tr} LR \sim F(r, T - K + r/2)$$

donde  $T$ ,  $K$  y  $r$  son el tamaño muestral, número de parámetros a estimar y número de restricciones.

El cuadro 1, presenta los resultados de la estimación no restringida [14], así como las estimaciones restringidas con  $m_2 = 0$  y  $m_1 = m_2 = 0$  secuencialmente. La serie de empleo industrial que se utiliza, es el resultado del análisis de intervención de la serie de ocupados del Grupo de Trabajo de Empleo, trimestralizada según el método descrito en Dolado y Malo de Molina (1984, pp. 13-14) y prolongada con los datos de la Encuesta de Población Activa de acuerdo con el modelo explicado en la publicación citada. El resto de las series se halla también descrito en dicha publicación. El período analizado abarca desde 1964 (I) a 1982 (IV) con un total de 76 observaciones. Se trata de datos no ajustados estacionalmente, por lo que se ha empleado un conjunto de variables artificiales estacionales en todas las regresiones<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Tanto la constante como las variables dummies estacionales no se incluyen en las regresiones con el fin de ahorrar espacio. Siempre resultaron conjuntamente significativas al 5 por 100 de nivel de significación.

En conjunto los resultados obtenidos resultan aceptables. Los estimadores muestran cómo la velocidad de ajuste del empleo a su nivel deseado resulta ser bastante sensible a la tasa de paro, si bien no resulta significativo el efecto del marco legislativo heterogéneo. El valor de  $\alpha$  obtenido se encuentra alrededor de 1,3 en la especificación elegida, tal como viene dado por la columna II. Su interpretación como rendimiento a corto plazo del trabajo parece descartada dado un valor tan alto. La segunda interpretación como rendimientos de escala a corto plazo parece mucho más conforme, sin rechazarse ( $t = 1,8$ ) incluso la hipótesis de rendimientos constantes de escala. La posible existencia de rendimientos crecientes a corto plazo puede explicarse a través de la existencia de costes de ajuste en el trabajo cualificado. Adoptando esta segunda interpretación el valor estimado del progreso técnico es de 0,0112. Ello indica un progreso técnico de 4,5 por 100 elevado a tasa anual, el cual parece excesivamente alto y quizás, en parte, está reflejando la evolución de la senda del capital de acuerdo con la primera interpretación.

CUADRO 1  
Estimaciones no restringida y restringida  
del modelo [14]

|               | I                | II              | III              |
|---------------|------------------|-----------------|------------------|
| $m_0$         | 12,720<br>(3,6)  | 12,421<br>(4,2) | 15,289<br>(2,2)  |
| $m_1$         | -0,635<br>(2,2)  | -0,683<br>(3,2) | —                |
| $m_2$         | -0,855<br>(0,21) | —               | —                |
| $\alpha$      | 1,351<br>(6,6)   | 1,354<br>(6,9)  | 0,901<br>(3,3)   |
| $\rho(100)$   | -1,11<br>(16,3)  | -1,12<br>(17,0) | -1,308<br>(13,0) |
| -----         |                  |                 |                  |
| $s$           | 0,008            | 0,008           | 0,0082           |
| $\bar{R}^2$   | 0,43             | 0,44            | 0,41             |
| $DW$          | 1,7              | 1,8             | 1,7              |
| $X^2_{BP}(8)$ | 12,2             | 13,6            | 13,7             |
| $L$           | 260,4            | 260,3           | 257,5            |
| $F$           | —                | 0,18            | 5,04             |

*Nota:* Entre paréntesis  $t$ -ratios;  $s$ : error estándar de la regresión;  $\bar{R}^2$ : coeficiente de correlación múltiple corregido por grados de libertad;  $X^2_{BP}(\cdot)$ : estadístico Box-Pierce;  $L$ : valor máximo de la función de verosimilitud. Los valores críticos de las respectivas  $F_{0,05}$  son de 3,96 aproximadamente.

También se han experimentado pequeños refinamientos del modelo. En primer lugar, se trató de introducir una tendencia cuadrática, pero el coeficiente de  $t^2$  no resultó significativo. En segundo lugar, se analizó la posibilidad de un ajuste parcial cuadrático para lo que se introdujo  $t_{-2}$  en la regresión. Dado que su coeficiente era positivo y nada significativo se rechazó esa vía.

Tal como se comentó previamente la velocidad de ajuste del empleo depende de la tasa de paro con los signos teóricos correctos. En el caso de velocidad constante,

CUADRO 2  
Comparación de velocidad de ajuste

| País      | Periodo        | Tasa de paro | $\lambda$ constante | $\lambda$ variable |       |        |
|-----------|----------------|--------------|---------------------|--------------------|-------|--------|
|           |                |              |                     | Mínimo             | Media | Máximo |
| Canadá    | 60(II)-81(IV)  | 6,10         | 0,183               | 0,222              | 0,289 | 0,547  |
| U.S.A.    | 60(II)-81(III) | 5,66         | 0,247               | 0,300              | 0,359 | 0,499  |
| Australia | 64(I)-80(I)    | 3,03         | 0,090               | 0,103              | 0,131 | 0,441  |
| Austria   | 60(II)-81(IV)  | 2,33         | 0,134               | 0,144              | 0,165 | 0,251  |
| Irlanda   | 60(II)-81(I)   | 8,10         | 0,095               | 0,121              | 0,149 | 0,304  |
| U.K.      | 60(II)-81(IV)  | 3,40         | 0,130               | 0,141              | 0,167 | 0,325  |
| España    | 64(I)-82(IV)   | 3,26         | 0,065               | 0,083              | 0,098 | 0,263  |

Nota: La tasa de paro se refiere a su nivel medio. En los casos de Alemania y Japón el modelo (14) resultó rechazado.

ésta resulta ser del 6,5 por 100 en un trimestre de tiempo. En el cuadro 2 se compara dicha velocidad con la obtenida por Smyth (1982) para otros países de la O.C.D.E., utilizando un modelo similar. Asimismo se incluyen las velocidades de ajuste variables generadas a partir de [13] para tres niveles diferentes de la tasa de paro: el nivel mínimo, el nivel medio y el nivel máximo.

A la vista de los valores del cuadro 2, se observa cómo el ajuste en la industria española se encuentra en el tramo más lento, en consonancia con otros resultados obtenidos por Treadway (1984) (los desfases medios son 11, 9 y 3 trimestres respectivamente). Sin embargo, en el último caso los resultados son mucho más esperanzadores que los 15 trimestres de respuesta obtenidos en el caso del coeficiente fijo, lo cual suaviza el pesimismo en cuanto a los efectos rápidos de políticas contra el paro a partir de estímulos a la actividad agregada, condicionados al nivel de salario real existente. Como simple ilustración, el gráfico 1 recoge el perfil de ajuste en el caso de desempleo máximo.

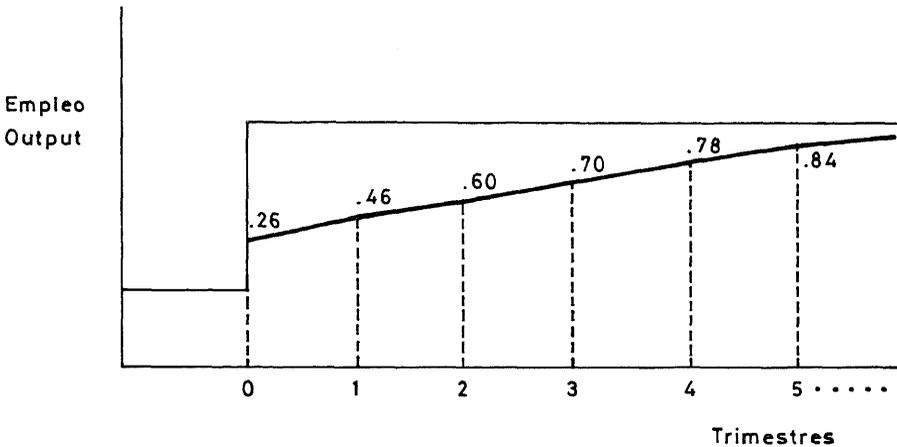


Gráfico 1. Respuesta del empleo ante variaciones en el output.

#### 4. Conclusiones

La negación aparente del comportamiento anticíclico del coeficiente de reacción implica que la respuesta de las variaciones en el empleo ante cambios en el output demandado, estará sobreestimada en las fases altas del ciclo e infraestimada en las épocas depresivas. Ello implica dos consecuencias importantes de política económica. En primer lugar, puede causar errores. En particular puede sorprender a las autoridades económicas frente a una caída del empleo en épocas de alto desempleo, lo cual puede haber ocurrido en épocas recientes. Igualmente, al fin de una depresión el empleo puede recuperarse más rápidamente de lo anticipado. En segundo lugar, si la tasa de paro permanece durante algún tiempo a su nivel presente, entonces los ajustes en promedio del empleo a variaciones en el output serán más rápidos que en los años previos a la primera crisis del petróleo.

Una limitación obvia de este tipo de modelos en que el empleo viene determinado por el lado de la demanda, es la omisión de precios relativos y otros argumentos correspondientes a la oferta de factores. Cuando éstos se introducen, los efectos del output se debilitan en gran medida (véase Dolado y Malo de Molina (1984)). Por otra parte no existe ninguna seguridad de que las ecuaciones de demanda estimadas no estén sesgadas por desplazamientos en los factores de oferta.

## Referencias

- Berndt, E., Hall, B., Hall, R. y Hausman, J. (1984): «Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models», *Annals of Economic and Social Measurement*, 4.
- Dolado, J. y Malo de Molina, J. L. (1984): «Un estudio econométrico de la demanda de trabajo en la industria», *Documento Interno*, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Eisner, R. y Strotz, R. (1963): «Determinants of Business Investment», in *Commission on Money and Credit: Impact of Monetary Policy*, Prent, Hall.
- Ireland, R. y Smyth, J. (1970): «Short Run Employment Functions», *Review of Economic Studies*, 37.
- Mauleón, I. (1984): «Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos», *Documento Interno*, Servicios de Estudios, Banco de España.
- Smyth, J. (1982): «Short Run Employment Functions with variable Coefficient of Adjustment», *Working paper*, Wayne State University.
- Treadway, A. B. (1984): «La función del Empleo Industrial: Análisis de las series trimestrales» (mimeo).

## Abstract

This paper presents a very simple model which allows for a non constant specification of the speed of adjustment of employment with respect to variations in output, being an inverse function of the level of unemployment. This variable performs satisfactorily as an indicator of tightness in the labour market when the firm faces an increase or decrease of its workforce. The model is estimated in the Spanish industrial sector during 1964-1982 and the results are compared to those obtained for other O.E.C.D. countries.

*Recepción del original, febrero de 1985.*

*Versión final, diciembre de 1985.*