



FEDEA
FUNDACIÓN DE ESTUDIOS DE ECONOMÍA AFILIADA

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

**EFFECTOS DE LOS FACTORES FINANCIEROS
EN EL EMPLEO USANDO DATOS DE EMPRESAS***

por
María Arrazola**

Documento de Trabajo 92-03

Mayo

- * Quiero dedicar este trabajo a Gonzalo Mato en agradecimiento a quien siempre me enseñó con enorme dedicación y paciencia y a quien fue un excelente compañero y amigo. Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios realizados en su presentación en el seminario del CEMFI. Quiero agradecer especialmente las sugerencias de Manuel Arellano, Samuel Bentolila, Juan J. Dolado, Alfonso Novales y un evaluador anónimo. Ninguno es responsable de los errores contenidos en el texto.

** FEDEA

1.- INTRODUCCIÓN

La influencia de los factores financieros en la actividad real ha sido objeto, recientemente, de numerosos estudios desde un punto de vista tanto macro como microeconómico. En ambos casos, el punto de partida del análisis es el efecto de las imperfecciones de los mercados de capitales sobre las decisiones de empleo y, en especial, de inversión de las empresas. En concreto, un tipo de imperfección que origina de manera explícita un vínculo entre factores financieros y actividad real es la existencia de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios. En estas condiciones la financiación externa será más costosa que la autofinanciación, de forma que los recursos generados por la empresa afectarán positivamente a sus decisiones reales a través de dos vías. En primer lugar, con una mayor autofinanciación la empresa tendrá que recurrir en menor medida a los mercados de capitales dónde captaría los recursos a un coste más elevado y dónde podría enfrentarse a restricciones cuantitativas de crédito. En segundo lugar, en caso de tener que endeudarse, la empresa soportará un tipo de interés (o prima) menor cuanto mayores sean sus recursos internos.

Siguiendo esta misma línea, el propósito de este trabajo es analizar si las decisiones de empleo y financiación de las empresas son independientes o si por el contrario, las imperfecciones en los mercados de capitales, hacen que la demanda de trabajo dependa de la posición financiera de cada empresa, es decir, de sus recursos internos y de la presión financiera que soporta de acuerdo con el nivel y la composición de su endeudamiento.

Sin embargo, parece lógico esperar, que el efecto de los factores financieros sobre la actividad real no sea el mismo para todas las empresas, sino que dependa de su mayor o menor grado de holgura financiera. Así, en las empresas con holgura financiera, en el sentido de que dispongan de suficientes recursos internos o que, por su estructura de endeudamiento puedan acceder a fondos externos con un menor coste, dicho efecto debería ser menor que en las que tengan menor holgura financiera.

Por tanto, si queremos analizar el efecto de las variables financieras sobre la demanda de trabajo, y verificar si dicho efecto varía en función del grado de holgura

financiera de las empresas, nos interesará distinguir entre empresas con o sin holgura financiera.

Los criterios de separación de empresas son muy diversos. Recientemente Fazzari, Hubbard y Petersen (1988) y Gertler y Hubbard (1988) han utilizado la política de distribución de beneficios como criterio para clasificar las empresas según su probabilidad de soportar restricciones financieras. La idea es que la distribución de dividendos puede ser un indicador del grado de holgura presupuestaria que tienen las empresas, ya que una tasa de reparto de dividendos elevada reflejará una situación financiera desahogada, bien porque la empresa dispone de suficientes recursos internos o bien porque tiene fácil acceso a la financiación externa, por lo que podrá dar dividendos sin que ello afecte a sus decisiones reales.

Sin embargo puede ser que la política de dividendos sea rígida, ajustándose a un "pay-out" objetivo de manera gradual y, por tanto, independientemente de otras decisiones corrientes de la empresa como su política de inversión y financiación, así como de su situación financiera. En este caso la política de distribución de beneficios no nos serviría como un indicador del grado de holgura financiera de las empresas. En Arrazola, Hevia y Mato (1990) se contrasta la rigidez de la política de dividendos para una muestra de empresas industriales llegándose a la conclusión de que ésta no es rígida, sino que depende del nivel de inversión y de la estructura de endeudamiento de la empresa, por lo que sí servirá como indicador del grado de holgura financiera de las empresas. Basándonos en las conclusiones de dicho trabajo, dividiremos nuestra muestra de empresas en dos grupos, según cuál sea su política de dividendos y, analizaremos el efecto de los factores financieros sobre el empleo para cada uno de ellos.

El análisis se efectúa utilizando una muestra de 482 empresas privadas industriales no energéticas para los años 1984-1988. Los datos proceden de la Central de Balances del Banco de España, habiéndose seleccionado una muestra constante de empresas a la que se aplicaron una serie de filtros (descritos en el Apéndice A.1). Todas las empresas de la muestra seleccionada tienen beneficio contable positivo, ya que para que la decisión de repartir o no dividendos nos sirva como indicador del grado de holgura financiera de las empresas, éstas tienen que poder tomar la decisión. De esta forma se están eliminando las empresas con pérdidas y que por tanto no podían repartir dividendos, pero

con ello se está introduciendo un mecanismo de selección adicional que habrá que tener en cuenta al valorar los resultados.

En función de la política de dividendos de las empresas distinguiremos dos submuestras:

- 1.- Empresas sin holgura financiera: aquellas que no reparten dividendos tres o más años (191 empresas).
- 2.- Empresas con cierto grado de holgura financiera: aquellas que reparten dividendos tres o más años (291 empresas).

La separación muestral realizada es endógena ya que el criterio empleado depende de la evolución de la variable dividendos a lo largo del período de estimación. Una posible solución sería realizar una separación extramuestral, es decir, tomar como criterio la política de dividendos de las empresas en años anteriores a los utilizados en la estimación, que aunque no se aborda en este trabajo sería importante considerar en futuras extensiones, ya que puede haber sesgos significativos en los resultados derivados de la separación muestral adoptada.

Con objeto de analizar la influencia de los factores financieros sobre las decisiones de empleo de las empresas, así como si esta influencia es mayor o menor según la probabilidad que tengan las empresas de enfrentarse a restricciones financieras, estimaremos ecuaciones de demanda de trabajo, incluyendo y sin incluir variables representativas de la situación financiera de las empresas, para cada una de las dos submuestras.

La estructura del artículo es la siguiente: en el apartado 2 se establece un marco para el análisis empírico; en el apartado 3 se presentan las estimaciones y se comentan los resultados obtenidos y en el apartado 4 se resumen las principales conclusiones.

2.- FORMULACION DEL MODELO EMPIRICO

Partimos de un marco competitivo de empresas con tecnología de producción Cobb-Douglas, en el que la empresa representativa determinará su nivel de empleo óptimo como aquel que maximice sus beneficios para un stock de capital dado, es decir:

$$\text{Max}_{\{N_{it}\}} \pi_{it} = P_t \left[A_i K_{it}^\alpha N_{it}^\beta M_{it}^\gamma e^{\mu t} \right] - W_{it} N_{it} - Pm_{it} M_{it} - \text{Costes fijos} \quad (1)$$

$$i = 1 \dots N \text{ (empresas)}$$

$$t = 1 \dots T \text{ (períodos temporales)}$$

donde:

π_{it}	=	Beneficio
P_t	=	Indice de precios
A_i	=	Efecto fijo específico de la empresa i-ésima
K_{it}	=	Stock de capital
N_{it}	=	Nivel de empleo
M_{it}	=	Materias primas
$e^{\mu t}$	=	Progreso técnico
W_{it}	=	Coste laboral por trabajador
Pm_{it}	=	Precio de las materias primas

En cada período suponemos que el ratio de productividades marginales de trabajo y materias primas es igual al precio relativo de dichos factores, satisfaciendo la condición de minimización de costes. Por tanto:

$$M_{it} = \frac{\gamma W_{it} N_{it}}{\beta Pm_{it}} \quad (2)$$

Sustituyendo (2) en (1), eliminamos M_{it} , que no es observable.

La condición de primer orden será:

$$\beta A_i K_{it}^\alpha N_{it}^{-(1-\beta-\gamma)} e^{\mu t} \left(\frac{Pm_{it}}{P_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\gamma}{\beta} \right)^\gamma = \left(\frac{W_{it}}{P_t} \right)^{(1-\gamma)}$$

Aplicando logaritmos para linearizar y despejando N_{it} , obtenemos el nivel de empleo óptimo (n_{it}^*) como¹:

$$n_{it}^* = \frac{\alpha}{1-\beta-\gamma} k_{it} - \frac{1-\gamma}{1-\beta-\gamma} (w_{it} - p_t) - \frac{\gamma}{1-\beta-\gamma} (pm_{it} - p_t) + \frac{1}{1-\beta-\gamma} \mu t + \eta_i \quad (3)$$

El nivel de empleo óptimo n_{it}^* se ha obtenido desde una perspectiva completamente estática. Sin embargo, en la modelización de la demanda de empleo es habitual suponer que las empresas responderán sólo gradualmente a los cambios en los determinantes de n_{it}^* , de forma que el empleo demandado en un período no es independiente del empleo existente en el período anterior, es decir, el empleo que realmente demanda la empresa difiere del nivel deseado por la existencia de costes de ajuste. El modelo dinámico de demanda de factores más frecuente en la literatura corresponde a la existencia de costes de ajuste estrictamente convexos los cuales se introducen suponiendo que la empresa minimiza una función de pérdida cuadrática que recoge, por un lado, la diferencia entre el empleo real y el deseado, y por otro, los costes de variar el nivel de empleo. La introducción de este tipo de costes de ajuste tiene la ventaja de generar una demanda de empleo que responde gradualmente a cambios en los determinantes de n_{it}^* y además, analíticamente, permite obtener una solución explícita en el programa de maximización intertemporal.

Además, en un contexto de existencia de imperfecciones en los mercados de capitales es probable que las empresas se enfrenten a restricciones de liquidez operativas si quieren ajustar su nivel de empleo al óptimo muy rápidamente. Esto hará que se

¹Las variables en letras minúsculas representan los logaritmos de dichas variables.

comporten como si se enfrentasen a costes de ajuste estrictamente convexos, distribuyendo su demanda de empleo a lo largo del tiempo. Las empresas demandan empleo con objeto de alcanzar el objetivo deseado n_{it}^* que es el de máximo beneficio. Sin embargo, si este proceso de ajuste lo realizan bruscamente pueden surgir restricciones de liquidez que dificulten su financiación. Las empresas pueden padecer restricciones cuantitativas de crédito dependiendo de sus beneficios pasados, de su nivel de endeudamiento y de la composición del mismo. Estas restricciones serán menos probables cuanto mayores sean los fondos generados por la empresa, ya que tendrán que recurrir en menor medida a los mercados externos de capitales. Además, si los prestamistas utilizan las variables financieras como indicadores de solvencia, tendrán una menor dificultad para financiar su demanda de empleo las empresas menos endeudadas, a menor plazo y con menor dependencia del crédito bancario.

Una forma de introducir todo ésto en el modelo es derivar una función de empleo en un contexto de costes de ajuste cuadráticos donde la velocidad de ajuste (inversa del parámetro de costes de ajuste) al nivel objetivo de empleo, es una función de los beneficios pasados y de la situación financiera de la empresa². Así, el criterio de decisión de la empresa será minimizar los costes de ajuste, representados por una función de pérdida cuadrática³:

$$\text{Min}_{\{n_{it}\}} [(n_{it} - n_{it}^*)^2 + \lambda_{1it} (\Delta n_{it})^2 - 2\lambda_2 \Delta n_{it} \Delta n_{it}^*] \quad (4)$$

sujeto a:

$$n_{it}^* = \alpha_1 k_{it} + \alpha_2 (w - p)_{it} + \alpha_3 \mu t + \alpha_4 (pm - p)_{it} + \eta_i \quad (5)$$

²Vease Mato (1988) para una aplicación al caso de la demanda de inversión.

³La función de pérdida incluye el coste de estar fuera del equilibrio, el coste de ajuste y un tercer término que implica que la pérdida se atenúa si la empresa se mueve en la dirección correcta. Este último término se incluye ya que, de lo contrario, impondríamos restricciones muy fuertes en los parámetros del modelo.

y

$$\lambda_{lit} = \varphi_0 - \varphi_1 \frac{\pi_{it-1}}{\Delta n_{it}} + \varphi_2 \frac{CDE_{it}}{\Delta n_{it}} + \varphi_3 \frac{DML_{it}}{\Delta n_{it}} + \varphi_4 \frac{DBC_{it}}{\Delta n_{it}} \quad (6)$$

donde:

- CDE: Coeficiente de endeudamiento
 DML: Proporción de deuda a medio y largo plazo
 DBC: Proporción de deuda contraída con entidades de crédito.

El horizonte de optimización es sólo de un período. Por tanto, estamos analizando el proceso de ajuste del empleo actual al nivel deseado sin tener en cuenta el hecho de que, en un marco realista de optimización intertemporal, la elección de n_{it} no es independiente de n_{it+1} . De esta forma se está adoptando en cierto modo una perspectiva miope dejando de lado el tema de modelización de expectativas pero, dadas las limitaciones de la muestra empleada en cuanto al número de cortes transversales, el marco adoptado parece suficiente para acometer el análisis empírico.

La condición de primer orden del problema descrito en la ecuación (4) es:

$$(n_{it} - n_{it}^*) + \lambda_{lit} \Delta n_{it} - \lambda_2 \Delta n_{it}^* = 0 \quad (7)$$

sustituyendo (5) y (6) en (7) obtenemos:

$$\begin{aligned} n_{it} = & \beta_1 n_{it-1} + \beta_2 k_{it} - \beta_3 k_{it-1} + \beta_4 (w-p)_{it} - \beta_5 (w-p)_{it-1} + \beta_6 \mu t + \beta_7 (pm-p)_{it} \\ & - \beta_8 (pm-p)_{it-1} + \beta_9 \pi_{it-1} + \beta_{10} CDE_{it} + \beta_{11} DML_{it} + \beta_{12} DBC_{it} + \eta_i \end{aligned} \quad (8)$$

donde la relación de los coeficientes con los parámetros originales de (4), (5) y (6) viene dada por las siguientes restricciones:

$$\begin{array}{lll}
 \beta_1 = \frac{\varphi_0}{1 + \varphi_0} & \beta_2 = \frac{\alpha_1(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} & \beta_3 = \frac{\lambda_2\alpha_1}{1 + \varphi_0} \\
 \beta_4 = \frac{\alpha_2(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} & \beta_5 = \frac{\lambda_2\alpha_2}{1 + \varphi_0} & \beta_6 = \frac{\alpha_3}{1 + \varphi_0} \\
 \beta_7 = \frac{\alpha_4(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} & \beta_8 = \frac{\lambda_2\alpha_4}{1 + \varphi_0} & \beta_9 = \frac{\varphi_1}{1 + \varphi_0} \\
 \beta_{10} = \frac{-\varphi_2}{1 + \varphi_0} & \beta_{11} = \frac{-\varphi_3}{1 + \varphi_0} & \beta_{12} = \frac{-\varphi_4}{1 + \varphi_0}
 \end{array}$$

Como ya comentamos en la introducción estimaremos la ecuación (8) para dos submuestras de empresas según tengan o no holgura financiera. Parece lógico esperar que en la submuestra de empresas con holgura financiera las variables financieras CDE, DML y DBC tengan un efecto nulo o muy pequeño, ya que es menos probable que se enfrenten a restricciones de liquidez operativas a la hora de ajustar su nivel de empleo al óptimo.

Hasta aquí, nos hemos centrado en un modelo de demanda de trabajo tradicional. Los beneficios de la empresa son maximizados cuando la productividad marginal del trabajo iguala al salario real, con lo que el empleo depende de los costes laborales de la empresa. Frente a esta visión que relaciona directamente las fluctuaciones en el empleo con cambios en el salario propio de la empresa, otros modelos, como el de salarios de eficiencia, conceden un papel al salario alternativo en la determinación del empleo.

Los modelos de salarios de eficiencia, que surgen en un contexto en el que la persistencia de elevadas tasas de desempleo en las economías modernas da lugar a una serie de teorías de determinación de salarios no competitiva tratando de explicar esa persistencia, dan racionalidad al paro involuntario como consecuencia de la rigidez salarial. Su idea fundamental es que las empresas fijan los salarios y obtienen algún beneficio pagando salarios altos. La hipótesis básica es que la productividad de los trabajadores es función del

salario que reciben comparado con el salario alternativo, entendiendo por salario alternativo aquél que refleja las oportunidades del empleado fuera de la empresa. Este tipo de modelos justifica, por tanto, la presencia del salario alternativo en una función de demanda de trabajo.

En nuestro caso⁴, introduciendo el trabajo expresado en unidades de eficiencia en la función de producción:

$$Y_{it} = A_i K_{it}^\alpha [e(W_{it}/WA_{it}) N_{it}]^\beta M_{it}^\gamma e^{\mu t}$$

donde e es el esfuerzo y WA es el salario alternativo, obtendríamos una expresión del empleo objetivo, n_{it}^* , que dependería también del salario alternativo (WA).

Como puede verse en Nickell y Wadhwani (1987), el efecto del salario alternativo en el empleo es ambiguo pudiendo tener dos efectos opuestos. La caída en la productividad, generada por un aumento del salario alternativo, puede implicar, por un lado, que se necesiten más trabajadores para producir el mismo nivel de output, y por otro, genera un aumento en los costes laborales unitarios que puede hacer disminuir el empleo y el output. Si predomina el primer efecto, un aumento del salario alternativo producirá un aumento del empleo.

Con la introducción del salario alternativo en la ecuación de determinación del empleo se hace un test indirecto de la hipótesis de salarios de eficiencia, analizando su consistencia con el comportamiento de la empresa, y en nuestro caso, al estimar la ecuación de empleo para dos submuestras (con o sin holgura financiera) podremos contrastar si esta hipótesis es más o menos relevante según la situación financiera de la empresa.

⁴En España, y empleando también datos provenientes de la Central de Balances del Banco de España, se ha contrastado la hipótesis de salarios de eficiencia en dos trabajos anteriores (Alonso (1989) y Anchuelo (1989)) no pudiendo rechazarse en ninguno de los dos casos.

La ecuación a estimar⁵ será, por tanto:

$$\begin{aligned}
 n_{it} = & \beta_1 n_{it-1} + \beta_2 k_{it} - \beta_3 k_{it-1} + \beta_4 (w - p)_{it} - \beta_5 (w - p)_{it-1} \\
 & + \beta_6 \mu t + \beta_7 (pm - p)_{it} - \beta_8 (pm - p)_{it-1} + \beta_9 \pi_{it-1} + \beta_{10} CDE_{it} \\
 & + \beta_{11} DML_{it} + \beta_{12} DBC_{it} + \beta_{13} (wa - p)_{it} - \beta_{14} (wa - p)_{it-1} + \eta_i
 \end{aligned} \tag{9}$$

siendo la relación de los coeficientes β_{13} y β_{14} con los parámetros originales:

$$\beta_{13} = \frac{\alpha_5(1+\lambda_2)}{1+\varphi_0} \qquad \beta_{14} = \frac{\lambda_2\alpha_5}{1+\varphi_0}$$

⁵La definición de las variables esta en el Apéndice A.2.

3.- ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

La estimación se realiza empleando un panel completo de 482 empresas privadas industriales no energéticas, provenientes de la Central de Balances del Banco de España, para el período 1984-1988.

Esta muestra contiene únicamente las empresas con beneficio contable positivo en todo el período muestral. Este filtro previo se aplica debido a que las empresas con pérdidas no tienen posibilidad de repartir dividendos, pero hay que tener presente que lo que se está estimando es $E[n_{it} \mid \pi_i > 0]$, con lo que se está introduciendo un mecanismo de selección adicional. Aunque los parámetros estimados serán consistentes condicionados a la información que se ha utilizado, el procedimiento correcto sería estimar primero la probabilidad de que la empresa tenga beneficios positivos, empleando una muestra más amplia de empresas con beneficios positivos y negativos, y estimar la ecuación de empleo incorporando el término de corrección de selectividad.

Dentro de nuestra muestra de 482 empresas distinguiremos dos submuestras en función de su política de dividendos:

- 191 empresas sin holgura financiera.
- 291 empresas con cierto grado de holgura financiera.

para cada una de las cuales se estimará la ecuación (9), de demanda de empleo, incluyendo y sin incluir las variables financieras.

La estimación se realiza empleando técnicas de datos de panel, es decir, explotando la variación temporal y transversal de los datos. En este contexto, parece lógico esperar la presencia de efectos fijos individuales. Con objeto de eliminarlos, se transforma el modelo en primeras diferencias⁶, asegurándose de esta forma la consistencia de las estimaciones aunque exista correlación entre los regresores y este efecto específico de empresa. Incluso así, las estimaciones realizadas por mínimos cuadrados ordinarios sólo

⁶Al tomar primeras diferencias y emplear retardos de algunas variables perdemos dos cortes transversales, por lo que el período de estimación es 1986-1988.

serán consistentes si todos los regresores son exógenos. En caso contrario será necesario estimar por variables instrumentales.

En nuestro caso, debido a la presencia de regresores que no son exógenos, las estimaciones se realizan por un método de variables instrumentales, el método generalizado de los momentos (MGM), en el que el conjunto de instrumentos válidos dependen de los supuestos que hagamos sobre la exogeneidad de los regresores y sobre la autocorrelación de los residuos⁷. En concreto, instrumentaremos⁸ la variable dependiente desfasada, el precio de las materias primas, ya que por construcción incluye la inversa de la variable dependiente, las variables financieras y el salario real. Este último, en un contexto de salarios de eficiencia, se determina simultáneamente con el empleo y, en ausencia de una ecuación adicional para el salario, habrá que instrumentarlo.

La Tabla 1 recoge los resultados de la estimación⁹ de la ecuación de demanda de trabajo, sin incluir variables financieras, para las empresas con y sin holgura financiera, tras haber eliminado las variables que no son significativas.

En ambas submuestras, la elasticidad del empleo con respecto al salario propio tiene el signo negativo esperado, siendo algo mayor para las empresas con holgura financiera (-0,767 frente a -0,622).

La elasticidad respecto al stock de capital es positiva aunque con un valor muy pequeño en ambas submuestras ($\epsilon_k=0,15$). Este valor tan pequeño¹⁰ (y tan alejado del valor unitario que implica el supuesto de rendimiento constantes a escala) se debe, muy

⁷Para una explicación más detallada de la estimación de panel ver Arellano y Bover (1990).

⁸Los instrumentos empleados se detallan en las notas a las Tablas.

⁹Todas las estimaciones se realizan empleando el programa DPD (Arellano y Bond (1988)) para la estimación de modelos dinámicos de panel.

¹⁰En otros trabajos realizados con la misma muestra de empresas también se obtienen valores pequeños. Por ejemplo, en Bentolila y Saint-Paul (1991), la elasticidad respecto al stock de capital oscila entre 0,27 y 0,34.

probablemente, a una medición incorrecta del stock de capital¹¹, que sesgaría el coeficiente estimado a la baja. En cualquier caso, su incidencia en este caso es menos importante que en el caso de una ecuación de inversión.

En cuanto al precio de las materias primas, no es significativo en la ecuación de determinación del nivel de empleo en las empresas con holgura financiera y, en las empresas sin holgura financiera, aunque tiene el signo negativo esperado, su valor es muy pequeño ($\epsilon_{pm} = -0,03$) y sólo es significativo muy marginalmente¹².

El precio de las materias primas es sólo una aproximación que presenta problemas importantes. Esto hace que, como en el caso del capital, el valor del coeficiente estimado sea difícilmente creíble y que, por tanto, se puedan obtener pocas conclusiones sobre su relevancia en las decisiones de empleo.

El efecto del salario alternativo es positivo y del mismo tamaño para los dos grupos de empresas (Empresas con holgura financiera: $\epsilon_{wa} = 0,572$; Empresas sin holgura financiera: $\epsilon_{wa} = 0,561$). Como ya se explicó en la sección anterior, el efecto del salario alternativo sobre el empleo puede explicarse, en un contexto de salarios de eficiencia, por la disminución en la productividad que produce un aumento del salario alternativo. Este efecto será positivo, si ante la caída de la productividad, las empresas contratan un mayor número de empleados para mantener el mismo nivel de output. Dado que en nuestro caso, este efecto es el mismo en ambas submuestras, parece que, en principio, el efecto del salario alternativo en la determinación del nivel de empleo de las empresas es independiente de su política de dividendos, es decir de su mayor o menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras.

Por otro lado, comparando las dos columnas de la Tabla 1, podemos observar que el coeficiente del empleo desfasado es sensiblemente mayor en las empresas con

¹¹Véase en el Apéndice A.2 una definición precisa de nuestra construcción de la medida del stock de capital.

¹²Si se realiza un Test de Wald de significación conjunta de $pm-p_{it}$ y $pm-p_{it-1}$, el valor del estadístico obtenido sería 3,407, que no nos permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta.

(Valores críticos: $\chi^2_2(95\%) = 5,99$; $\chi^2_2(90\%) = 4,61$)

holgura financiera (0,66 frente a 0,32), es decir, su ajuste al nivel de empleo óptimo es más lento que en las empresas sin holgura financiera. De todas formas, antes de sacar conclusiones definitivas sobre este resultado, sería interesante comprobar si se mantiene al incluir las variables financieras en la estimación.

En la Tabla 2 se presentan las estimaciones de la ecuación de demanda de empleo incluyendo variables financieras, para cada una de las dos submuestras.

La elasticidad del salario propio sigue siendo negativa y mayor en la submuestra de empresas con holgura financiera ($\epsilon_w = -0,879$ frente a $\epsilon_w = -0,585$) y, el efecto del stock de capital continua siendo positivo y muy pequeño para ambas submuestras.

Por otro lado, mientras que la introducción de variables financieras no afecta demasiado al coeficiente del empleo desfasado en el caso de las empresas con holgura financiera, sí que lo hace en las otras empresas, aumentando de manera importante tanto su valor como su significación. Sin embargo, aunque la inclusión de variables financieras reduce la diferencia en la velocidad de ajuste entre ambas submuestras, en las empresas con holgura financiera, el ajuste al nivel de empleo óptimo sigue siendo más lento. Es decir, que a la hora de realizar su ajuste se enfrentan a un coste fijo, independiente de sus beneficios pasados y de su estructura financiera, más alto. Esta diferencia puede venir explicada porque las empresas estén aumentando o disminuyendo su empleo o bien por la distinta composición de su personal (entre proporción de fijos y eventuales) lo que haría que se enfrentaran a costes de ajuste diferentes (mayores en el caso de despido y sobre todo de personal fijo). Este tipo de hipótesis sería interesante contrastarlas en extensiones futuras del trabajo, pero de momento se salen de nuestro objetivo.

Tal como esperábamos a priori, las variables financieras tienen un mayor efecto en la determinación del empleo en las empresas sin holgura financiera. El nivel de beneficios pasados tiene un efecto positivo y significativo en ambas submuestras, y sin embargo, mientras que en las empresas con holgura financiera el nivel y composición del endeudamiento no son significativos, en las otras empresas tienen un efecto negativo.

Además, si nos fijamos en la estimación para la submuestra de empresas sin holgura financiera, vemos que, al incluir las variables financieras, el precio de las materias primas y el salario alternativo dejan de ser significativos en la ecuación de determinación del empleo. Parece, por tanto, que para las empresas sin holgura financiera, las variables financieras no son importantes sólo por su propio efecto sobre el empleo, sino que también, tienen importancia a la hora de decidir el modelo de determinación de empleo.

Dado que las variables financieras tienen un efecto importante en las decisiones de empleo de las empresas vamos a centrarnos en el modelo de determinación de empleo al incluir variables financieras.

Si nos fijamos en la Tabla 2 vemos que existen diferencias en las estimaciones de la demanda de empleo entre los dos tipos de empresas en que hemos dividido la muestra. Estas diferencias entre ambas submuestras vienen, no sólo del efecto de las variables financieras, sino también de una mayor elasticidad respecto al salario propio y una mayor lentitud en el ajuste al empleo óptimo en las empresas con holgura financiera, así como de la presencia del salario alternativo en la ecuación de demanda de trabajo sólo en esta submuestra de empresas.

Con objeto de contrastar estas diferencias entre ambas submuestras de manera más rigurosa que la simple comparación de las estimaciones obtenidas en cada submuestra por separado, se llevó a cabo la estimación del modelo utilizando simultáneamente todas las empresas con los resultados que se presentan en la Tabla 3.

Se crea la variable ficticia (D) que toma el valor 0 cuando la empresa pertenece a la submuestra de empresas sin holgura financiera y 1 cuando la empresa pertenece al conjunto de empresas con holgura financiera, y se estima:

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + D (\alpha' n_{it-1} + \beta' x_{it}) + u_{it} \quad (10)$$

Este modelo establece que para las empresas con holgura financiera, es decir, cuando $D = 1$:

$$n_{it} = (\alpha + \alpha') n_{it-1} + (\beta + \beta') x_{it} + u_{it}$$

y para las empresas sin holgura financiera ($D = 0$):

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + u_{it}$$

representando, por tanto, α' y β' los incrementos de pendiente en el grupo de empresas con holgura financiera respecto al otro grupo. De esta forma, contrastamos si existen diferencias entre los coeficientes estimados para cada una de las submuestras sin más que contrastar la significación estadística de α , α' , β y β' y, al estar utilizando toda la muestra de empresas ganamos grados de libertad en las estimaciones.

En la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (10) de la que se han eliminado el precio de las materias y la variable financiera DML ya que no resultaban significativas.

El coeficiente del empleo desfasado es mayor para la submuestra de empresas con holgura financiera¹³ (0,495 frente a 0,338) al igual que ocurría cuando estimábamos con cada submuestra por separado. Se observa que aunque el ajuste al nivel objetivo de empleo sigue siendo más lento en las empresas con holgura financiera, la diferencia respecto a la otra submuestra es mucho menor que antes (si bien estos resultados no son directamente comparables con las de las tablas anteriores).

El efecto del salario propio es negativo y aproximadamente del mismo tamaño para los dos grupos de empresas (Empresas sin holgura financiera: $\epsilon_w = -0,56$; Empresas con holgura financiera: $\epsilon_w = -0,58$).

Si nos fijamos en el stock de capital observamos que las interacciones de la variable ficticia con k_{it} y k_{it-1} no son significativas, es decir, no podemos rechazar que la diferencia entre los coeficientes de k_{it} y k_{it-1} de la submuestra de empresas con holgura financiera y los de la otra submuestra sea cero. El efecto del stock de capital sobre la

¹³Para la submuestra de empresas con holgura financiera ($D=1$), los coeficientes serán

$(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$, es decir, la suma del coeficiente de la submuestra de empresas sin holgura financiera ($\hat{\beta}$) y el coeficiente de la interacción con la variable ficticia ($\hat{\beta}'$).

demanda de empleo es positivo pero con un valor muy bajo ($\epsilon_K=0,1$), debido probablemente, como ya comentábamos antes, a errores en la medición de la variable stock de capital.

En cuanto a las variables financieras, si nos fijamos en el efecto de los beneficios pasados vemos que es positivo en ambas submuestras. El coeficiente de $\pi_{it-1} \times D$ no resulta ser significativo, es decir el coeficiente que recoge la diferencia de pendiente entre ambas submuestras no es significativo. Para todas las empresas, tengan o no holgura financiera, la rentabilidad pasada afecta positivamente al empleo, es decir, cuanto mayores hayan sido los fondos generados por la empresa menores dificultades tendrá para realizar sus decisiones de empleo, ya que, en primer lugar tendrá que recurrir en menor medida a los mercados de capitales externos, donde podría sufrir restricciones cuantitativas del crédito y, en segundo lugar, en caso de tener que endeudarse soportará una prima de riesgo menor.

Las variables que representan el nivel y la estructura del endeudamiento (CDE y DBC) tienen un coeficiente distinto en cada submuestra, siendo negativo en las empresas sin holgura financiera, y positiva la diferencia entre los coeficientes de las empresas con holgura financiera y los de las empresas sin holgura financiera (CDE x D y DBC x D). (aunque en el caso de DBC sólo aceptaríamos muy marginalmente que dichos coeficientes sean significativamente distintos de cero).

Por tanto, en la submuestra de empresas sin holgura financiera, su demanda de trabajo será menor cuanto más endeudadas estén y con mayor dependencia del crédito bancario, mientras que, en las empresas con un mayor grado de holgura financiera, el nivel (CDE) y la composición (DBC) de su deuda no afectan a sus decisiones de empleo¹⁴. Con objeto de contrastar si efectivamente este efecto es nulo, se llevó a cabo un contraste t no

¹⁴El coeficiente de CDE para la submuestra de empresas con holgura financiera será:

$$\hat{\beta}_{CDE} + \hat{\beta}_{CDE \times D} = -0,0293 + 0,0293 = 0$$

El coeficiente de DBC para la submuestra de empresas con holgura financiera será:

$$\hat{\beta}_{DBC} + \hat{\beta}_{DBC \times D} = -0,0922 + 0,085 = 0,0072$$

pudiendo rechazarse la hipótesis de que los coeficientes de CDE y DBC para la submuestra de empresas con holgura financiera sean cero¹⁵.

Por tanto, los beneficios pasados tienen un efecto positivo en ambas submuestras, es decir, las empresas con una mayor rentabilidad tiene una mayor facilidad para acometer sus decisiones de empleo con independencia de su mayor o menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras. Sin embargo, el nivel y la composición del endeudamiento sólo tienen efecto, y negativo, en aquellas empresas con una mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras, tal y como esperábamos a priori.

Otra de las diferencias importantes entre ambas submuestras es el efecto del salario alternativo en la ecuación de demanda de empleo. En la muestra de empresas sin holgura financiera el salario alternativo no es significativo¹⁶ mientras que en las que tienen cierto grado de holgura financiera sí que lo es. Por tanto, el salario alternativo sólo tiene efecto en la determinación del empleo en las empresas con cierto grado de holgura financiera.

De este resultado parece desprenderse que sólo aquellas empresas "maduras" en lo que respecta a su estructura de capital, es decir, las empresas con cierto grado de holgura financiera, tienen la posibilidad de aumentar su productividad elevando sus salarios por encima del salario alternativo. Con objeto de confirmar estas impresiones sería interesante ver cuál es el salario relativo (w/w_a) para cada una de las dos submuestras. Un salario relativo significativamente mayor para las empresas con holgura financiera, o "maduras", nos serviría de confirmación en el sentido indicado.

Como puede verse en la Tabla 4, el salario relativo medio es mayor en la submuestra de empresas con holgura financiera, tanto para el total de empresas como para cada uno de los grandes sectores. Estos resultados se mantienen también si comparamos los

¹⁵Ver Apéndice A.4 para cálculo de la varianza de $(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$

¹⁶Si se realiza un Test de significación conjunta de $(w_a - p)$ y $(w_a - p)_{it-1}$ obtenemos un valor del Test de Wald $W(2) = 2,612$ que al compararlo con el valor de las tablas $\chi^2_{2}(95\%) = 5,99$ no nos permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta de ambas variables.

salarios relativos de cada submuestra año a año. La única excepción es el gran sector de Máquinas de Oficina y otros (7) para el cual es mayor el salario relativo en las empresas sin holgura financiera, pero hay que tener en cuenta que en nuestra muestra este sector está compuesto únicamente por dos empresas pertenecientes cada una a una submuestra distinta, por lo que en realidad no podemos considerar el resultado como representativo del gran sector.

Por tanto, si dejamos de lado esta excepción, los datos del salario relativo parecen confirmar nuestra suposición de que efectivamente sólo las empresas con una estructura de capital más madura pueden aumentar su productividad incrementando su salario por encima del salario alternativo. Además, el hecho de que esta diferencia en los salarios relativos de las dos submuestras se mantenga sistemáticamente sector a sector parece indicar que su origen no proviene de la adscripción de la empresa a uno u otro sector, sino de la madurez de su estructura de capital.

Todos nuestros resultados apuntan en el sentido de la existencia de diferencias entre ambas submuestras no sólo en el efecto de las variables financieras, sino también en el coeficiente del empleo desfasado y en la presencia o ausencia del salario alternativo en la ecuación de determinación del empleo.

4.- CONCLUSIONES

En este trabajo se ha tratado de analizar la influencia de las variables financieras sobre la demanda de empleo, utilizando datos de empresas provenientes de la Central de Balances del Banco de España para el período 1984-1988. Con objeto de identificar claramente el efecto de las variables financieras sobre el empleo, se ha dividido la muestra de empresas en dos grupos, según su mayor o menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras. La asignación de una empresa a una u otra submuestra se ha hecho en función de su política de distribución de dividendos al entender que ésta nos servía como un indicador del grado de holgura financiera de las empresas. A priori se esperaba que el efecto de las variables financieras en las decisiones de empleo fuera mayor para aquellas empresas con mayor probabilidad de estar restringidas financieramente.

Los resultados obtenidos nos permiten constatar la importancia de la inclusión de variables financieras en la modelización de las decisiones de empleo de las empresas.

La demanda de trabajo de las empresas será tanto mayor cuanto mayores sean sus beneficios pasados, en el sentido de que tendrán una menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras al tratar de ajustar el nivel de empleo existente al objetivo. Este resultado se mantiene con independencia del grado de holgura financiera de las empresas.

Sin embargo, encontramos importantes diferencias entre las dos submuestras respecto al efecto del nivel y composición de su endeudamiento sobre el empleo. Mientras que en las empresas con una mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras su demanda de trabajo será menor cuanto mayor y con más dependencia del crédito bancario sea su deuda, en las empresas con holgura financiera sus decisiones de empleo no se ven afectadas por el nivel y composición de endeudamiento.

Las empresas con cierto grado de holgura financiera, por disponer de más recursos internos o por tener más facilidad para obtener fondos externos, tendrán una menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras operativas a la hora de llevar a cabo sus decisiones de empleo, de ahí que las variables financieras no tengan ningún efecto en su demanda de trabajo, mientras que en las empresas sin holgura financiera, las variables financieras CDE y DBC, al ser empleadas por los prestamistas como indicadores

inversos de solvencia, tienen un efecto negativo sobre el empleo ya que, cuanto más endeudadas estén y con mayor dependencia del crédito bancario, más dificultades encontrarán para financiar su ajuste del nivel de empleo existente al objetivo.

Dado que el vínculo entre factores financieros y actividad real se origina en presencia de imperfecciones en los mercados de capitales nuestros resultados se pueden interpretar como una evidencia de la existencia de mercados de capitales imperfectos, así como de que este vínculo entre decisiones reales y financieras es especialmente importante para las empresas con mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras.

Respecto al resto de los determinantes del empleo existe otra diferencia significativa entre ambas submuestras. Mientras que las empresas sin holgura financiera fijan su demanda de trabajo únicamente en función de sus costes laborales, en las empresas más "maduras" financieramente el salario alternativo también juega algún papel. Sólo las empresas con holgura financiera tienen la posibilidad de aumentar su productividad elevando su salario por encima del salario alternativo.

Este resultado es especialmente interesante si se tiene en cuenta que dicha diferencia entre ambas submuestras sólo se pone de manifiesto al incluir las variables financieras en la ecuación de demanda de trabajo.

Por tanto, todos nuestros resultados señalan la importancia de la inclusión de variables financieras en la ecuación de demanda de trabajo así como de separar la muestra de empresas en función de su grado de holgura financiera. Por un lado hemos visto que las variables financieras son importantes (de ahí el interés de su inclusión) pero no lo son por igual para ambas submuestras, así como tampoco es el mismo el modelo de determinación de la demanda de trabajo (de ahí el interés de separar la muestra).

En cualquier caso, este trabajo sólo es una primera aproximación que cuenta con algunas limitaciones que podrían abordarse en extensiones futuras del trabajo. Como ya se comentó en la introducción existen básicamente dos problemas generados por la selección de la muestra. En primer lugar, el hecho de que la muestra contenga únicamente empresas con beneficio contable positivo en todo el período muestral y, en segundo lugar el que la separación muestral se haga con un criterio que depende de la evaluación de los

dividendos a lo largo del período de estimación por lo que es endógena. Además sería interesante profundizar en la explicación de la diferencia en los costes de ajuste de una y otra submuestra.

TABLA 1

Variable dependiente: n_{it}
 Período muestral: 1986-1988

Variables explicativas	Empresas con holgura financiera (291)	Empresas sin holgura financiera (191)
n_{it-1}	0,661 (9,870)	0,318 (3,647)
$(w-p)_{it}$	-0,810 (8,132)	-0,424 (3,377)
$(w-p)_{it-1}$	0,550 (4,720)	
k_{it}	0,099 (4,189)	0,102 (3,976)
k_{it-1}	-0,049 (2,449)	
$(pm-p)_{it}$		-0,072 (1,520)
$(pm-p)_{it-1}$		0,053 (1,430)
$(wa-p)_{it}$	0,735 (5,016)	
$(wa-p)_{it-1}$	-0,541 (2,996)	0,383 (3,264)
Wald test	280,48 (7)	65,29 (6)
Sargan test	19,66 (21)	22,98 (26)
m_1	-2,927	-2,648
m_2	1,914	-0,132
ES^*	0,9	0,7

* Valores multiplicados por 100

TABLA 2

Variable dependiente: n_{it}
 Período muestral: 1986-1988

Variables explicativas	Empresas con holgura financiera (291)	Empresas sin holgura financiera (191)
n_{it-1}	0,611 (10,28)	0,453 (5,251)
$(w-p)_{it}$	-0,861 (9,635)	-0,719 (7,949)
$(w-p)_{it-1}$	0,519 (5,311)	0,399 (5,058)
k_{it}	0,099 (4,352)	0,090 (3,666)
k_{it-1}	-0,042 (2,253)	-0,039 (1,922)
$(wa-p)_{it}$	0,798 (5,856)	
$(wa-p)_{it-1}$	-0,493 (3,078)	
π_{it-1}^*	0,6 (1,480)	0,6 (1,517)
CDE_{it}^*		-0,02 (1,504)
DML_{it}^*		
DBC_{it}^*		-0,1 (1,451)
Wald test	320,81 (8)	147,84 (8)
Sargan test	32,92 (29)	40,38 (39)
m_1	-2,7	-2,921
m_2	1,707	1,456
ES^*	0,89	0,75

* Valores multiplicados por 100

TABLA 3

Variable dependiente: n_{it}

Período muestral: 1986-1988 (482 empresas)

Variables explicativas	Estimación con variables financieras
n_{it-1}	0,338 (3,339)
$(w-p)_{it}$	-0,471 (4,566)
$(w-p)_{it-1}$	0,100 (0,996)
k_{it}	0,115 (4,264)
k_{it-1}	-0,035 (1,442)
$(wa-p)_{it}$	-0,003 (0,020)
$(wa-p)_{it-1}$	0,252 (1,556)
π_{it-1}^*	0,781 (1,641)
CDE_{it}^*	-0,0293 (1,854)
DBC_{it}^*	-0,0922 (1,116)
$n_{it-1} \times D$	0,157 (1,413)
$(w-p)_{it} \times D$	-0,311 (2,202)
$(w-p)_{it-1} \times D$	0,389 (2,884)
$k_{it} \times D$	0,005 (0,158)
$k_{it-1} \times D$	0,003 (0,104)
$(wa-p)_{it} \times D$	0,660 (3,615)
$(wa-p)_{it-1} \times D$	-0,667 (3,821)
$(\pi_{it-1} \times D)^*$	-0,141 (0,240)
$(CDE_{it} \times D)^*$	0,0293 (1,681)
$(DBC \times D)^*$	0,085 (0,963)
Wald Test	385,1(20)
Sargan Test	70,779(66)
Estabilidad	28,851(10)
m_1	-3,020
m_2	1,698
E.S.*	0,79

* Valores multiplicados por 100.

Notas a las TABLAS 1, 2 y 3.

- (i) t-ratios entre paréntesis.
- (ii) Todas las regresiones incluyen dummies temporales.
- (iii) El test de Wald contrasta la significación conjunta de todas las variables explicativas. Se distribuye asintóticamente como una χ^2_k (siendo k el número de regresores), bajo la hipótesis nula de no relación. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

Valores críticos:

Tabla 1: χ^2_6 (95%) = 12,6; χ^2_7 (95%) = 14,1

Tabla 2: χ^2_8 (95%) = 15,5

Tabla 3: χ^2_{20} (95%) = 31,4

- (iv) El test de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación que se distribuye como una χ^2_k (k es el número de restricciones de sobreidentificación), bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

Valores críticos:

Tabla 1: χ^2_{21} (95%) = 32,7; χ^2_{26} (95%) = 38,9

Tabla 2: χ^2_{29} (95%) = 42,6; χ^2_{39} (95%) = 47,8

Tabla 3: χ^2_{66} (95%) = 82,2

- (v) m_1 y m_2 contrastan la correlación serial de primer y segundo orden, respectivamente, en los residuos. Se distribuyen asintóticamente como una $N(0,1)$ bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial.
- (vi) El Test de estabilidad es un Test de significación conjunta de las interacciones con la variable ficticia. Bajo la hipótesis nula de no relación se distribuye asintóticamente como una χ^2_k (siendo k el número de regresores). Los grados de libertad figuran entre paréntesis.

Valor crítico:

Tabla 3: χ^2_{10} (95%) = 18,3

- (vii) E.S. es el error standard.
- (viii) Todas las estimaciones son en dos etapas con matrices de covarianzas y errores standard robustos a heterocedasticidad.
- (ix) Instrumentos empleados: empleo, salario propio y precio de las materias primas desfasados desde t=1 hasta T-2. En las Tablas 2 y 3 se usan también los desfases de las variables financieras, y en la Tabla 3 también las de las interacciones de las variables mencionadas antes con la dummy.

- (x) El Test de Wald nos permite aceptar la significación conjunta de todos los regresores. El Test de Sargan no rechaza la validez de los instrumentos. Los residuos en diferencias tienen autocorrelación negativa de primer orden (m_1) y no presentan autocorrelación de orden dos (m_2), lo cual es consistente con que el error en niveles sea ruido blanco.

TABLA 4
Salario Relativo (W/Wa)

<u>Gran Sector</u>	<u>Empresas sin holgura financiera (191)</u>	<u>Empresas con holgura financiera (291)</u>
2. Minerales metálicos y siderometalúrgicos	0,939	0,946
3. Minerales y productos no metálicos	0,741	0,916
4. Químico	0,940	1,024
5. Productos metálicos	0,928	1,031
6. Maquinaria	1,042	1,116
7. Máquinas de oficina y otros	1,723	0,897
8. Material eléctrico	0,913	1,032
9. Material de transporte	0,884	1,029
10. Alimentación	0,803	1,009
11. Textil, vestido y calzado	0,920	1,089
12. Papel y derivados	0,850	0,905
13. Caucho y plásticos	0,801	0,968
14. Madera, corcho y otras manufacturas	0,845	0,939
TOTAL	0,891	1,009

Nota: Los datos son medias 1986-1988.

APENDICE

A.1. Selección de la muestra

Este trabajo se ha realizado con datos procedentes de la Central de Balances del Banco de España, que proporciona información sobre los estados de equilibrio financiero, origen y aplicación de fondos y resultados de las empresas que contestan al cuestionario.

Con objeto de dotar a la muestra de la mayor homogeneidad posible sólo nos ocupamos de las empresas privadas industriales no energéticas (sectores 12-47 de la clasificación de Central de Balances).

Se ha optado por fijar una muestra constante de empresas a lo largo del período (1983-1988), seleccionando aquellas empresas que contestan a todos los cuestionarios. Se hace así, porque la variabilidad en el número de empresas que contestan a los cuestionarios no es un fenómeno al que pueda darse una interpretación económica en términos de entradas y salidas de empresas en los mercados.

A este colectivo de empresas se le aplica un conjunto de filtros, excluyéndose las siguientes empresas:

- Con activo neto o patrimonio neto nulos o negativos algún año.
- Con un coste medio de los recursos ajenos superior al 50%.
- Aquellas cuyo inmovilizado material se multiplica o divide de un año a otro por un factor superior a 3.
- Aquellas que tienen gastos de personal positivos y no tienen empleados.
- Empresas con beneficio contable negativo o nulo algún año.

Como resultado de este proceso de selección, la muestra resultante es de 482 empresas para las que hay cinco observaciones temporales (1984-1988). (El año 1983 se pierde ya que las variables procedentes del estado de equilibrio financiero se toman como media entre los balances de dos años consecutivos.)

A.2. Definición de las variables

A continuación se definen las variables utilizadas en el análisis, con referencia a los conceptos correspondientes de los distintos estados (equilibrio financiero (EF), resultados (ER) y origen y aplicación de fondos (EO)) de la Central de Balances. Las variables procedentes del estado de equilibrio financiero se toman como media entre los balances de dos años consecutivos.

- *
$$\text{Personal Total (N)} = \text{Personal fijo} + \frac{\text{Personal eventual} \times \text{n}^\circ \text{ semanas}}{52} \quad (\text{Datos complementarios})$$
- *
$$\text{PM} = \text{Precio de las materias primas} = \frac{\text{Consumos intermedios}}{\text{Personal Total}} \approx \frac{\text{Producción(ER)} - \text{Valor añadido(ER)}}{\text{Personal Total}}$$
- * P: Índice de precios desagregado a 42 sectores industriales según la clasificación de la Central de Balances.
- *
$$\text{WA} = \text{Salario alternativo} = (1 - u_{\text{sector}}) W_{\text{medio}} + u_{\text{sector}} \times \text{Prestaciones de desempleo}$$

siendo:

$$u_{\text{SECTOR}} = \left(1 - \frac{\text{Población activa ocupada del sector}}{\text{Población activa del sector}} \right), \text{ tomando los datos de población activa}$$

y población activa ocupada de la EPA de acuerdo con las equivalencias que se presentan en el Apéndice A.5.

$$W_{\text{MEDIO}} = \left(\frac{\sum \text{Gastos de personal ocupado del sector}}{\sum \text{Personal total del sector}} \right) \text{ según la clasificación a 14 sectores de la}$$

Central de Balances presentada en el Apéndice A.5.

Prestaciones de desempleo = 80% WC

$$\text{WC} = \left(\frac{\text{Sueldos y Salarios}}{\text{Personal Total}} \right)$$

- *
$$W = \text{Costes laborales} = \frac{\text{Gastos de personal (ER)}}{\text{Personal Total}}$$

* π = Beneficio contable = Resultado neto total (ER) - Impuesto sobre beneficios (EO).

* CDE = Coeficiente de endeudamiento = $\frac{\text{Recursos ajenos (EF)}}{\text{Patrimonio neto (EF)}} \times 100$

* DML = Deuda a medio y largo plazo = $\frac{\text{Recursos ajenos a medio y largo plazo (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$

* DBC = Deuda con entidades de crédito =

$$\frac{\text{Préstamos (EF)} + \text{Efectos comerciales descontados (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$$

* KNM = Stock de capital = Inmovilizado material bruto (EF) - Amortización acumulada del inmovilizado material

* K = Stock de capital ajustado real = $KNM \times \frac{P_0}{P_{(1-EM)}}$

siendo:

$$EM = \frac{\text{Amortización acumulada del inmovilizado material}}{\text{Dotación a amortizaciones (ER)}}$$

P = Deflactor de formación bruta de capital fijo de Contabilidad Nacional.

Como en algunas empresas EM era muy grande y hubiéramos necesitado disponer del deflactor para años en que no estaba disponible, se hizo EM máximo igual a 20.

A.3. Estadísticos Descriptivos

- Muestra de empresas con holgura financiera (291 empresas)

	<u>Media</u>	<u>Desviación</u> <u>Típica</u>	<u>Mínima</u>	<u>Maxima</u>
n_{it}	5,230	1,218	2,197	9,921
$(wp)_{it}$	-4,292	0,342	-5,894	-3,301
k_{it}	6,295	1,810	1,462	12,143
$(pm-p)_{it}$	3,100	0,776	-6,162	0,534
$(wa-p)_{it}$	-4,264	0,203	-4,753	-3,822
π_{it-1}	4,173	1,678	-0,635	9,553
CDE_{it}	54,404	68,338	0,000	656,470
DML_{it}	19,716	27,577	0,000	100,000
DBC_{it}	84,708	28,820	0,000	100,000

- Muestra de empresas sin holgura financiera (191 empresas)

	<u>Media</u>	<u>Desviación</u> <u>Típica</u>	<u>Mínimo</u>	<u>Máxima</u>
n_{it}	4,745	1,176	1,946	8,578
$(w-p)_{it}$	4,468	0,380	-5,837	-3,365
k_{it}	5,435	1,579	1,256	10,089
$(pm-p)_{it}$	-3,257	0,788	-5,663	-0,750
$(wa-p)_{it}$	-4,305	0,192	-4,749	-3,839
π_{it-1}	2,954	1,619	-0,851	6,840
CDE_{it}	87,778	97,186	0,000	583,100
DML_{it}	18,866	24,732	0,000	100,000
DBC_{it}	85,721	26,740	0,000	100,000

- Muestra total de empresas (482 empresas)

	<u>Media</u>	<u>Desviación</u> <u>Típica</u>	<u>Mínimo</u>	<u>Máximo</u>
n_{it}	5,038	1,224	1,946	9,921
$(w-p)_{it}$	-4,362	0,367	-5,894	-3,301
k_{it}	5,954	1,772	1,256	12,143
$(pm-p)_{it}$	-3,162	0,784	-6,162	-0,534
$(wa-p)_{it}$	-4,280	0,200	-4,753	-3,822
π_{it-1}	3,690	1,759	-0,851	9,553
CDE_{it}	67,629	82,606	0,000	656,470
DML_{it}	19,379	26,481	0,000	100,000
DBC_{it}	85,109	28,009	0,000	100,000

A.4. Cálculo de varianzas de los coeficientes estimados para la submuestra de empresas con holgura financiera (para la estimación presentada en la Tabla 3).

Partiendo de la ecuación (10).

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + D(\alpha' n_{it-1} + \beta' x_{it}) + u_{it}$$

donde $D = \begin{cases} 1 & \text{empresas con holgura financiera} \\ 0 & \text{empresas sin holgura financiera} \end{cases}$

β : pendiente empresas sin holgura financiera.

β' : diferencia entre pendiente de empresas con holgura financiera y sin holgura financiera.

$(\beta + \beta')$: pendiente empresas con holgura financiera.

Al estimar la ecuación (10) obtenemos $\hat{\beta}$ y $\hat{\beta}'$, siendo el coeficiente de la submuestra de empresas con holgura financiera ($\hat{\beta} + \hat{\beta}'$). Para poder hacer inferencia sobre este parámetro tendremos que calcular su varianza.

La varianza de $(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$ será:

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = \text{var}(\hat{\beta}) + \text{var}(\hat{\beta}') + 2\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}')$$

Dado que conocemos todo, no tendremos más que calcular $\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$ y así podremos hacer contrastes sobre $(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$.

En nuestro caso, por ejemplo, tendremos:

CDE:

$$\hat{\beta} + \hat{\beta}' = 0$$

$$\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}') = -0,2 \times 10^{-7}$$

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = 0,14 \times 10^{-7}$$

DBC

$$\hat{\beta} + \hat{\beta}' = 0,0072$$

$$\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}') = -0,68 \times 10^{-6}$$

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = 0,10 \times 10^{-6}$$

Si através de un contraste t, contrastamos la hipótesis de $\hat{\beta} + \hat{\beta}' = 0$ no podemos rechazarla en ninguno de los dos casos.

A.5. Denominaciones y equivalencias sectoriales.

<u>Sector</u>	<u>Central de balances</u>	<u>EPA</u>
1. Energía	6-11	---
2. Minerales metálicos y siderometalúrgicos	12,14,15	21+22
3. Minerales y productos no metálicos	13,16,17,18,19-20,23	23+24
4. Químico	20-23	25
5. Productos metálicos	24	31
6. Maquinaria	25,26 (excepto 330 de CNAE)	32-35
7. Máquinas de oficina y otros	33 y 330 de CNAE	39
8. Material eléctrico	27,28,34	32-35
9. Material de transporte	29-32	36-38
10. Alimentación	35-39	41+42
11. Textil, vestido y calzado	40-42	43-45
12. Papel y derivados	44,45	47
13. Caucho y plásticos	46	46 y 48+49
14. Madera, corcho y otras manufacturas	43,47	46 y 48+49

REFERENCIAS

- Alonso, C. (1989): "Salarios de eficiencia y mercado de trabajo. Análisis para el caso español con datos de panel". CEMFI.
- Anchuelo, A. (1989): "A direct test of the efficiency wage hypothesis: the Spanish case".
- Arellano, M. y S. Bond (1988): "Dynamic panel data estimation using DPD. A guide for users". Institute for Fiscal Studies. Working Paper 88/15, London.
- Arellano, M. y S. Bond (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M. y O. Bover (1990): "La Econometría de Datos de Panel". *Investigaciones Económicas*. Volumen XIV, nº 1.
- Arrazola, M., de Hevia J. y G. Mato (1990): "Determinantes de la distribución de dividendos". Documento FEDEA 90-10.
- Bentolila, S. y G. Saint-Paul (1991): "The macroeconomic impact of flexible labor contracts: an application to Spain". Documento CEMFI 9106.
- Fazzari, S., Hubbard, R.G. y B.C. Petersen (1988): "Financing constraints and corporate investment". *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 141-195.
- Gertler, M. y G. Hubbard (1988): "Financial factors in business fluctuations". NBER WP nº 2758.
- Mato, G. (1988): "Investment demand at the firm level: The case of Spain", *Reserches Economiques de Louvain* 54, 325-336.

Mato, G. (1989): "Inversión, coste del capital y estructura financiera: un estudio empírico".
Moneda y Crédito (segunda época) 1, 177-201.

Nickell, S. y S. Wadhvani (1987): "Financial factors, efficiency wages and employment:
Investigations using UK micro-data". Centre for Labour Economics, London School
of Economics, Working Paper nº 993.