

R. 57.570

T  
1729

**ESTRUCTURA FINANCIERA Y ACTIVIDAD REAL:  
ESTUDIOS EMPÍRICOS CON DATOS DE EMPRESAS ESPAÑOLAS**

**TESIS DOCTORAL**

**María Arrazola Vacas**

**Director: Juan Francisco Jimeno Serrano**

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I  
(Análisis Económico)  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Universidad Complutense de Madrid

1996

A lo largo de los años que he trabajado en la realización de esta tesis he contado, por diferentes circunstancias, con la supervisión, ayuda o colaboración de muchas personas y quisiera que cualquier posible lector de este trabajo fuera consciente de que sin la colaboración de todos y cada uno de ellos no hubiera podido llevar a cabo el mismo.

En primer lugar quisiera expresar mi agradecimiento a Gonzalo Mato, fallecido en accidente de tráfico en 1991. Bajo su dirección comencé esta tesis, realizando lo que constituye el Capítulo II y parte del Capítulo III. Quiero agradecerle no sólo su ayuda profesional y labor de dirección sino también su entrega como maestro de la que espero haber aprendido y ser capaz de imitar a lo largo de mi vida profesional.

La muerte de Gonzalo supuso para mí una tremenda pérdida tanto personal como profesional. Sin embargo en esos difíciles momentos conté con el apoyo de muchas personas que me ayudaron a seguir adelante. Quiero mostrar mi agradecimiento especialmente a Manuel Arellano, Samuel Bentolila y Juanjo Dolado, que se ofrecieron a supervisar la realización de mi tesis doctoral. Ellos me hicieron valiosos comentarios que me ayudaron a continuar el trabajo que había emprendido con Gonzalo y realicé, bajo la dirección de Samuel Bentolila, lo que constituye el tercer capítulo de esta tesis.

Asimismo quisiera expresar mi más profundo agradecimiento a Juan Francisco Jimeno, bajo cuya dirección he realizado el Capítulo IV de esta tesis y la he finalizado dándole el diseño que actualmente tiene. Quiero agradecerle sus valiosos comentarios y su excelente labor de dirección y, especialmente, el apoyo moral que ha supuesto para mí su ofrecimiento a trabajar conmigo en la finalización de esta tesis.

Tengo que agradecer también el continuo estímulo que he recibido de Alfonso Novales, quien me ha apoyado profesional y personalmente durante todo este tiempo evitando en muchas ocasiones que tirara la toalla.

Por último quisiera expresar mi gratitud a José de Hevia. En primer lugar quisiera agradecerle su colaboración en la realización del Capítulo II de esta tesis, que surgió a partir de un trabajo en el que colaboramos Gonzalo Mato, José de Hevia y yo. En segundo lugar quisiera agradecerle todos sus valiosos comentarios y sugerencias en todo este trabajo. Por último, no puedo olvidar agradecerle su continuo apoyo y cariño sin los cuales me hubiera resultado muy difícil seguir adelante.

A todos ellos, muchísimas gracias.

## INDICE

<b>I. INTRODUCCIÓN</b> . . . . .	1
<b>II. DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN DE DIVIDENDOS: UN ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA</b> . . . . .	7
II.1. Introducción . . . . .	8
II.2. Determinantes de la política de dividendos . . . . .	11
II.3. Análisis estadístico preliminar . . . . .	15
II.4. Formulación del modelo empírico . . . . .	18
II.5. Valoración de los resultados . . . . .	25
II.6. Un modelo más general de selección . . . . .	29
II.7. Conclusiones . . . . .	34
Tablas . . . . .	37
Apéndice II.1: Definición de las variables . . . . .	44
<b>III. EFECTOS DE LOS FACTORES FINANCIEROS SOBRE EL EMPLEO USANDO DATOS DE EMPRESAS</b> . . . . .	47
III.1. Introducción . . . . .	48
III.2. Formulación del modelo empírico . . . . .	52
III.3. Estimación y resultados . . . . .	60
III.4. Conclusiones . . . . .	73
Tablas . . . . .	77
Apéndice III.1: Definición de las variables . . . . .	83
Apéndice III.2: Cálculo de estadísticos t . . . . .	86
Apéndice III.3: Denominaciones y equivalencias sectoriales . . . . .	89

Apéndice III.4: Estadísticos descriptivos . . . . .	90
<b>IV. SITUACIÓN FINANCIERA Y NEGOCIACIÓN SALARIAL: UN ANÁLISIS EMPÍRICO BASADO EN LA POLÍTICA DE DIVIDENDOS . . .</b>	<b>91</b>
IV.1. Introducción . . . . .	92
IV.2. Determinantes de la distribución de dividendos . . . . .	95
IV.3. Un modelo empírico de negociación salarial . . . . .	103
IV.4. Resultados de la estimación . . . . .	112
IV.5. Conclusiones . . . . .	121
Gráficos y Tablas . . . . .	124
Apéndice IV.1: Modelo de negociación salarial . . . . .	132
Apéndice IV.2: Supervivencia . . . . .	136
Apéndice IV.3: Definición de las variables . . . . .	139
Apéndice IV.4: Descripción de la muestra . . . . .	141
<b>V. CONCLUSIONES . . . . .</b>	<b>147</b>
<b>APÉNDICE I: DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS . . . . .</b>	<b>152</b>
<b>BIBLIOGRAFÍA . . . . .</b>	<b>156</b>

# **CAPÍTULO I**

## **INTRODUCCIÓN**

---

## CAPÍTULO I

### INTRODUCCIÓN

---

A lo largo de esta Tesis se intenta profundizar en el estudio de la relación entre las decisiones financieras y reales de las empresas. A modo de resumen, se puede decir que los principales objetivos del trabajo son analizar hasta qué punto la situación financiera de la empresa afecta a sus decisiones reales, centrándonos en el empleo, ya que la inversión ha sido analizada en muchos otros trabajos en la literatura, y, por otro lado, ver si, en caso de que existiese esa relación, es igual en todas las empresas. Para llevar a cabo este último objetivo, es importante disponer de un indicador que nos permita distinguir a las empresas en función de su salud financiera. Se tratará de evaluar, también, si la política de dividendos de las empresas puede cumplir ese papel.

La idea de partida es que en presencia de imperfecciones en los mercados de capital, las fuentes de financiación no son sustitutos perfectos, por lo que las decisiones reales de las empresas no serán independientes de su situación financiera. Sin embargo, pueden existir empresas en las que, por sus características o por su situación financiera, el acceso a la financiación externa sea más fácil o menos costoso y en las que, por tanto, será menos probable que se enfrenten a restricciones financieras que limiten su actividad real. Si esto es así, no sólo será importante analizar la interrelación entre situación financiera y actividad real, sino también si es igual para todas las empresas. Si existieran diferencias entre empresas habría que abandonar el supuesto de empresa representativa cuando se estudien las decisiones de las empresas, tales como la inversión o el empleo, y analizar, por un lado, a las empresas con más holgura financiera y, por otro, a las que tienen mayor probabilidad de sufrir restricciones que limiten su actividad.

Con objeto de distinguir a las empresas en función de su mayor o menor holgura financiera, muchos trabajos en la literatura, han empleado la política

de dividendos. Si una empresa reparte dividendos es porque tiene suficiente financiación interna o porque por sus características tiene fácil acceso a la financiación externa, por lo que será poco probable que se enfrente a restricciones financieras. Uno de los objetivos de este trabajo será, precisamente, tratar de validar la política de dividendos como criterio de separación muestral.

Una vez definidos los principales objetivos de la investigación, vamos a pasar a analizar cada uno de ellos con más detalle, describiendo cómo se desarrollan en los diferentes capítulos en que se ha estructurado la tesis:

### **Validez de la política de dividendos como indicador de holgura financiera**

El contraste sobre la validez de la política de dividendos como criterio de separación de empresas se realiza directamente, estudiando los determinantes de la política de distribución de beneficios, e indirectamente, contrastando si existen diferencias entre los dos tipos de empresas que concuerden con lo que se esperaría para empresas con distinta situación financiera.

En el Capítulo II, y como punto de partida, se analizan los determinantes de la política de dividendos de las empresas con objeto de contrastar su validez como indicador del grado de holgura financiera de las empresas. En concreto se analiza si la política de dividendos es rígida, ajustándose exclusivamente a los beneficios del pasado, o si, por el contrario, no es independiente de la inversión en capital fijo ni de la situación financiera de la empresa. Si no existe rigidez y los dividendos se ajustan a las necesidades de financiación de la inversión y a la capacidad de obtención de fondos externos, la distribución de dividendos servirá como indicador del grado de holgura financiera de las empresas.

Además, en los Capítulos III y IV, se distingue a las empresas en base

a su política de dividendos con objeto de contrastar si se observan diferencias que concuerden con que unas empresas sufran restricciones financieras y otras no.

En el Capítulo III se trata de analizar el efecto de los factores financieros sobre la demanda de empleo de las empresas. Suponiendo que el efecto no será el mismo para todas las empresas sino que dependerá de su situación financiera, se estudia la demanda de trabajo abandonando el supuesto de empresa representativa y distinguiendo a las empresas en función de su política de dividendos. Se trata con ello de analizar si las decisiones de empleo de las empresas dependen de factores financieros y si dicha dependencia es la misma en todas las empresas. Además este análisis nos sirve como contraste indirecto de la validez de la política de dividendos como criterio de separación de empresas si los resultados de cada grupo concuerdan con lo que se esperaría para empresas con más o menos holgura financiera.

En el Capítulo IV se estudia la determinación de salarios en un contexto de negociación entre empresa y sindicato, analizando si en las empresas con distinta situación financiera el salario resultante de la negociación es el mismo. La idea es que las empresas con una situación financiera más delicada pueden verse sometidas a restricciones que limiten sus decisiones de empleo, y esto puede ser importante en la negociación salarial al afectar a la probabilidad de los trabajadores de conservar su puesto en la empresa. Considerando que la política de dividendos es un indicador del grado de holgura financiera de las empresas y, por tanto, de su probabilidad de enfrentarse a restricciones que limiten su actividad, y que, además, es observable por el sindicato por lo que le aporta información sobre su probabilidad de despido, se trata de analizar si el proceso de negociación salarial será el mismo en las empresas que reparten dividendos que en las que no lo hacen. Mediante este estudio se contrasta indirectamente la validez de la política de dividendos como criterio de separación de empresas.

### **Interrelación situación financiera y actividad real**

Con objeto de estudiar si la situación financiera de la empresa afecta a sus decisiones reales nos centramos en la decisión de demanda de empleo. Por un lado se estudia directamente la demanda de trabajo de las empresas y, por otro, su modelo de determinación salarial, ya que si las empresas se ven limitadas por cuestiones financieras en sus decisiones de empleo, esto debería afectar a su negociación salarial al afectar a la probabilidad de los trabajadores de continuar empleados.

En el Capítulo III se estudia la demanda de trabajo de las empresas incluyendo variables que reflejan su situación financiera y separando a las empresas en función de su política de dividendos. Se trata, de esta forma, de contrastar si la situación financiera afecta a la demanda de empleo y si el comportamiento de unas empresas es distinto del de otras.

En el Capítulo IV se plantea un modelo de negociación salarial en el que se separa a las empresas en función de su política de dividendos, con objeto de observar si existen diferencias entre ambos tipos de empresas que indiquen que unas se enfrentan a restricciones financieras que limitan su demanda de empleo y otras no.

En ambos capítulos se contrasta si la situación financiera de la empresa determina su demanda de empleo, bien directamente o bien a través de su efecto en el proceso de negociación salarial.

### **Separación de empresas**

Como ya hemos ido comentando, si cuando separamos a las empresas en función de su política de dividendos observamos diferencias entre ellas en su

demanda de trabajo y en su proceso de determinación salarial, este resultado apoyará la relevancia de la situación financiera de la empresa en sus decisiones reales y que las empresas con distinta situación financiera se comportan de manera distinta, lo cual será importante ya que nos indicará que se debe estudiar su comportamiento por separado abandonando el supuesto de empresa representativa.

En este sentido, tanto en el Capítulo III como en el IV, se trata de analizar si existen diferencias significativas entre ambos tipos de empresas tanto en su demanda de empleo como en la fijación de salarios, diferencias que afecten a su proceso de ajuste en el tiempo, a la relevancia de ciertos factores en sus decisiones, etc., y que serían, por tanto, importantes.

En los tres capítulos citados se contrastan empíricamente las hipótesis de partida empleando para ello datos de la economía española. En concreto, los datos empleados proceden de la muestra de empresas de la Central de Balances del Banco de España, describiéndose con más detalle en el Apéndice I esta base de datos así como las empresas seleccionadas para este trabajo.

El resto de la tesis está constituida por este capítulo introductorio en el que se hace un breve repaso de los principales objetivos de la investigación y por el Capítulo V, donde se presentan las principales conclusiones de este trabajo.

## **CAPÍTULO II**

### **DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN DE DIVIDENDOS: UN ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA**

---

## **CAPÍTULO II**

### **DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN DE DIVIDENDOS: UN ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA**

---

#### **II.1. INTRODUCCIÓN**

El análisis de la política de dividendos llevado a cabo tradicionalmente por la economía financiera se ha centrado en la relación entre la retribución a los accionistas y el valor de mercado de las empresas. En este sentido, la hipótesis central objeto de contrastación empírica ha sido la de la irrelevancia de la política de dividendos en presencia de mercados de capitales perfectos, formulada por Miller y Modigliani (1961).

Sin embargo, recientemente la política de dividendos ha aparecido como un elemento más en el estudio de la influencia de las restricciones financieras sobre las decisiones reales de las empresas. En concreto, Fazzari, Hubbard y Petersen (1988) y Gertler y Hubbard (1988) utilizan la política de distribución de beneficios como criterio para clasificar a las empresas de acuerdo con su probabilidad de soportar restricciones financieras. En particular, se supone que en aquellas empresas que distribuyen una menor proporción de sus beneficios, la inversión en capital fijo es más sensible a las fluctuaciones del "cash-flow" y a otro tipo de indicadores de la presión financiera que soportan las empresas.

Conectando con esta literatura, el propósito de este capítulo es analizar hasta qué punto la distribución de beneficios puede tomarse como un indicador de que las empresas tienen holgura financiera. Para ello se contrasta si la política de dividendos es rígida y se ajusta a un "pay-out" objetivo de una manera gradual, o si por el contrario los dividendos fluctúan con las necesidades de financiación de la

inversión, dependiendo también de la capacidad de las empresas para obtener fondos externos.

Para llevar a cabo este análisis se formula un modelo empírico que es una extensión del mecanismo de ajuste parcial estándar en la literatura desde la aparición del trabajo de Lintner (1956). El modelo se estima utilizando una muestra de empresas industriales españolas, en el año 1987. Una de las particularidades de este estudio es que se incluyen en la muestra todas aquellas empresas que pueden dar dividendos, por tener un beneficio contable positivo después de impuestos. De este manera se incorpora la información que proporcionan aquellas empresas que deciden no distribuir dividendos. Este aspecto es importante porque, aunque habitualmente en la literatura empírica de dividendos sólo se incluyen las empresas que los reparten, parece claro que si el objeto central del análisis es determinar si las pautas de distribución de dividendos revelan el grado de holgura financiera de las empresas, hay que tener en cuenta a aquellas empresas que deciden retener todos los beneficios del período<sup>1</sup>.

El capítulo se articula de la siguiente forma: en el apartado II.2 se revisan los determinantes de la política de dividendos, proponiéndose el modelo a contrastar. En el apartado II.3 se lleva a cabo un análisis estadístico descriptivo de la muestra de empresas utilizada. El apartado II.4 desarrolla la especificación del modelo econométrico analizando los problemas de estimación que se presentan en un marco de variable dependiente limitada. En el apartado II.5 se lleva a cabo una valoración de los resultados obtenidos estimando un modelo Tobit que engloba en una única ecuación las decisiones de dar o no dividendos y de qué cantidad distribuir, si la respuesta a la pregunta inicial fue afirmativa. El apartado II.6 presenta la descomposición de ambas decisiones en un modelo de dos ecuaciones que se estima

---

<sup>1</sup> El único trabajo que se ha encontrado que incluya también a las empresas que no dan dividendos es el de Anderson (1986).

por el procedimiento propuesto por Heckman (1979) para corregir los sesgos de selección de la muestra. Finalmente, en el apartado II.7 se sintetizan las principales conclusiones del estudio.

## II.2. DETERMINANTES DE LA POLÍTICA DE DIVIDENDOS

El enfoque tradicional de la economía financiera analiza la política de dividendos en el marco general de la influencia de las decisiones de financiación e inversión sobre el valor de mercado de la empresa. Desde este punto de vista el debate teórico central en esta literatura es si la política de dividendos es o no irrelevante. La proposición de irrelevancia se debe a Miller y Modigliani (1961) y establece que, en presencia de mercados perfectos de capital, las decisiones óptimas de inversión son independientes de la forma en que dichos proyectos se financien y, por tanto, también de la política de distribución de beneficios.

La hipótesis de irrelevancia está formulada para unas políticas de inversión y unas decisiones de endeudamiento dadas. Esto es, dadas las decisiones de inversión y de recurso a la financiación con deuda, un aumento en los dividendos distribuidos sólo puede financiarse mediante la emisión de acciones. Así, los accionistas de la empresa ven aumentada su riqueza por los dividendos adicionales, pero al mismo tiempo se produce una transferencia de los antiguos a los nuevos accionistas, puesto que, dado el valor de mercado de la empresa, el valor de cada una de las antiguas acciones se reduce con el incremento en el número de acciones en circulación. Por tanto, en estas condiciones, el aumento en los dividendos distribuidos a los accionistas se ve plenamente compensado por la pérdida de capital que experimentan ante la emisión de nuevas acciones. El corolario de esta proposición es que es equivalente distribuir dividendos o retener beneficios posibilitando una ganancia de capital futura de los accionistas.

En contraposición a la hipótesis de irrelevancia existen dos argumentaciones alternativas<sup>2</sup>. De acuerdo con la primera, los accionistas prefieren los dividendos a la obtención de una ganancia futura de capital debido a distintas

---

<sup>2</sup> Véase, por ejemplo, Brealey y Myers (1984).

imperfecciones en los mercados, como la existencia de costes de transacción que hacen más rentable para el accionista que la empresa distribuya dividendos que vender una fracción de sus acciones. Además, también se argumenta que en ausencia de información completa sobre la situación de la empresa, los dividendos son una señal de buenos resultados que mantienen las cotizaciones bursátiles de la empresa. Frente a esta posición, la contraria sostiene que, puesto que los dividendos están sujetos a una mayor imposición fiscal que las ganancias de capital, existe un incentivo a la recompra de acciones por parte de la empresa frente a la distribución de dividendos líquidos. Si esta argumentación fuera cierta, no se entendería por qué las empresas distribuyen dividendos. La respuesta es que en la mayoría de los países existen restricciones legales a la recompra de acciones.

Todo este debate sobre la relación entre la política de dividendos y el valor de la empresa se establece en un marco teórico en el que se toman como dadas las decisiones de inversión y financiación. Pero, en presencia de imperfecciones en los mercados de capital, los fondos internos son para la empresa una fuente de financiación más barata que los fondos externos por lo que los dividendos y la inversión son usos competitivos de unos recursos internos limitados. En este contexto, no sólo las decisiones de inversión afectan a la política de dividendos sino que también, el deseo de pagar unos dividendos razonables hace que éstos afecten a la inversión<sup>3</sup>. Desde el punto de vista empírico, y a partir del trabajo pionero de Lintner (1956), la cuestión central que se ha planteado ha sido la rigidez de la política de dividendos frente a su interrelación con la inversión en capital fijo y las decisiones de financiación.

Formalmente, el modelo de Lintner viene descrito por las dos siguientes ecuaciones:

$$Div_{it} = (1 - \delta) Div_{it}^d + \delta Div_{it-1} \quad 0 < \delta < 1 \quad (II.1)$$

---

<sup>3</sup> Ver Dhrymes y Kurz (1967).

$$Div_{it}^d = \alpha \pi_{it} \quad (II.2)$$

donde  $Div^d$  = dividendos deseados,  $Div$  = dividendos distribuidos y  $\pi$  = beneficio después de impuestos.

La ecuación (II.2) postula que existe un "pay-out" objetivo que es el parámetro  $\alpha$ . La empresa se ajusta a la distribución de ese dividendo de una manera suave, a través del mecanismo de ajuste parcial que describe la ecuación (II.1). El fundamento de esta ecuación radica en que la empresa desea evitar oscilaciones bruscas de sus dividendos que podrían afectar negativamente a la imagen de la empresa en los mercados de capitales.

El comportamiento descrito por las ecuaciones (II.1) y (II.2) caracteriza lo que se denomina como política de dividendos rígida. Esta rigidez se debe a que los dividendos se fijan exclusivamente en función de los beneficios obtenidos en el período y de los dividendos distribuidos en el pasado; esto es, la distribución de dividendos sólo depende de los beneficios actuales y pasados de la empresa y es, por tanto, independiente de las otras decisiones corrientes de la empresa como su política de inversión y financiación, así como de su situación financiera consolidada.

Frente a esta rigidez de la política de dividendos que avalan algunos trabajos empíricos como el de Fama (1974), la hipótesis que aquí se formula es que la distribución de dividendos no es independiente ni de la inversión en capital fijo ni de la situación financiera de la empresa. La idea es que los dividendos pueden ser un indicador del grado de holgura presupuestaria que tiene la empresa. Es decir, una tasa de reparto de dividendos elevada reflejará una situación financiera desahogada, o bien porque la empresa no está inmersa en un proceso de inversión y crecimiento, o bien porque aunque lo esté, tiene fácil acceso a la financiación externa.

Desde este punto de vista esperaríamos una relación de signo negativo entre dividendos e inversión, como corresponde a usos alternativos de los fondos generados por la empresa, permitiendo no sólo que la inversión afecte a los dividendos, sino que el deseo de pagar unos dividendos elevados les convierta en determinantes de la inversión. Por otra parte, también el grado de inestabilidad financiera de la empresa, medido por el nivel y composición de su endeudamiento, debe afectar negativamente a la proporción de los beneficios que se distribuye.

El propósito de este capítulo es, precisamente, contrastar la rigidez estricta de la política de dividendos sustituyendo la ecuación (II.2) del modelo de Lintner por una expresión más general que recoja los factores descritos previamente, en la siguiente forma:

$$Div_{it}^d = \left[ \alpha_1 + EF_{it}' \alpha_2 \right] \pi_{it} + EF_{it}' \alpha_3 + \alpha_4 I_{it} \quad (II.3)$$

donde EF es un vector  $K \times 1$  de variables que reflejan la estructura financiera de la empresa e I es la inversión en capital fijo.

Por tanto y utilizando la ecuación (II.3) como referencia, el análisis empírico tendrá como objetivo determinar si EF e I son o no factores significativos en la determinación de la cuantía de los dividendos distribuidos. Como luego se explica con más detalle, el modelo que se utiliza resulta de la sustitución de (II.3) en (II.1); como un porcentaje importante de las empresas de la muestra empleada no dan dividendos, en principio, se puede explicar tanto la decisión de dar o no dividendos como, en el caso de dar, la cuantía de los mismos.

### II.3. ANÁLISIS ESTADÍSTICO PRELIMINAR

Como punto de partida para el estudio de los determinantes de los dividendos, se analiza la muestra de empresas empleada en este capítulo. Con ello, se trata de determinar si existen características diferenciales entre las empresas que dan dividendos y aquellas que no los dan.

La muestra está constituida por 617 empresas industriales para las que existen observaciones en seis años (1982-1987). 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 I. Aunque este estudio se centra básicamente en el año 1987, se optó por fijar una muestra constante a lo largo del período mencionado, con objeto de disponer de un panel completo para trabajos posteriores. De las 780 empresas de la muestra constante, se excluyeron 52 por tener activo neto o patrimonio neto nulo o negativos, y se eliminaron las empresas con beneficio contable nulo o negativo, ya que no podían repartir dividendos

Puesto que el 59% de las empresas consideradas dan dividendos (ver Tabla II.1), parece que nuestra muestra puede aportar información relevante sobre cuales son los determinantes de la decisión de dar o no dividendos. Por otra parte, aunque la mayoría de las empresas de la muestra no cotizan en bolsa, el hecho de que el porcentaje de empresas que cotizan en bolsa y dan dividendos (14,3%) sea mayor que el de aquellas que cotizando en bolsa no dan dividendos (4,3%) apunta en el sentido de la existencia de una relación positiva entre la participación en el mercado de valores y la distribución de dividendos. Sin embargo, no parece que el carácter público o privado de las empresas sea un factor decisivo ya que, como puede verse en la Tabla II.1, el porcentaje de empresas que reparten dividendos es similar para las privadas y para las públicas.

En la Tabla II.2 se recogen los estadísticos de algunas variables indicativas de tamaño y flujos financieros para ambas submuestras (Dividendos  $>0$  y Dividendos  $=0$ ). Además de las tradicionales media muestral y desviación típica se presentan estadísticos robustos del valor central (Huber) y de la dispersión (MAD), conceptualmente comparables a los primeros. La estimación robusta pretende garantizar, con la menor pérdida de eficiencia posible, que no existen distorsiones en la estimación de los distintos parámetros debidas a la presencia de valores atípicos. Así, frente a la media muestral, que pondera por igual todas las observaciones, los estimadores robustos como el de Huber, ponderan en menor medida observaciones extremas, con lo que se consigue reducir notablemente la sensibilidad del estimador a las observaciones anómalas. Análogamente, MAD es menos sensible que la desviación típica a la existencia de valores extremos.

A pesar de que no existe a priori ninguna razón para pensar que el tamaño de las empresas sea un factor determinante en la decisión de distribuir o no dividendos, los resultados recogidos en la Tabla II.2 señalan que independientemente del indicador de tamaño utilizado (Inversión (I), Inmovilizado Material Bruto (KBM), Producción y Venta (PVM) y Empleo Total (PTO)), las empresas que dan dividendos son mayores que aquellas que no los dan, conclusión que también se mantiene utilizando como referencia el estimador robusto. Sin embargo, dada la heterogeneidad de la muestra (plasmada en la considerable diferencia entre la media muestral y el estimador de Huber) habrá que esperar a los resultados de la estimación econométrica para poder concluir definitivamente si el tamaño es o no un factor decisivo en el reparto de dividendos. Como posteriormente veremos, es esta diversidad de tamaños de las empresas la que aconsejará la normalización de las variables empleadas en la estimación.

Respecto a los flujos de financiación, un resultado importante es que las empresas que dan dividendos recurren en menor medida a la emisión de acciones (FRP). Sin embargo, no está clara la relación entre el reparto de dividendos y el

recurso a la financiación ajena (FRA). Por otro lado, y como era de esperar, las empresas que dan dividendos poseen un nivel de beneficios (BC) superior a aquellas que no los dan.

En la Tabla II.3, se presentan los estadísticos de algunas variables normalizadas especialmente relevantes para nuestro análisis, así como algunos ratios indicativos de la estructura financiera de las empresas. Respecto a dicha estructura, hay que señalar que las empresas que reparten dividendos poseen un menor nivel de endeudamiento (CDE) que aquellas que no los reparten (55,4 frente a 113,4), siendo la distribución por plazos de dicho endeudamiento (DML) muy similar entre ambos grupos de empresas. En cuanto a la dependencia del crédito bancario (DBC) no parece haber una diferencia sustancial entre ambos tipos de empresas. Sin embargo, resulta sorprendente que las empresas que dan dividendos soporten un mayor coste de la deuda (CRA), si bien esto no sea así al estimar de forma robusta.

Para la estimación del modelo se normalizaron las variables por el activo neto, pretendiendo con ello reducir la heterocedasticidad y evitar que los resultados estén excesivamente influidos por las empresas grandes, debido sólo a su tamaño. Como puede verse comparando las Tablas II.2 y II.3, la normalización homogeneiza notablemente las dos muestras siendo, por ejemplo, la tasa de inversión aproximadamente un 8% en los dos casos. En general, a pesar del acercamiento entre las medias de ambos grupos, se mantienen las conclusiones comentadas en las variables en niveles. Además, la mayor semejanza entre la media muestral y el estimador de Huber indica que la normalización ha reducido considerablemente la presencia de atípicos en la muestra.

#### II.4. FORMULACIÓN DEL MODELO EMPÍRICO

Como vimos en el apartado anterior, en la muestra empleada, aproximadamente el 50% de las empresas no dan dividendos. Esta peculiaridad, que la distingue de otras bases de datos empleadas en trabajos existentes en la literatura, en las que prácticamente todas las empresas dan dividendos, nos obliga a modelizar la variable dependiente dividendos como una variable censurada<sup>4</sup>. Esto nos permitirá explicar los determinantes del volumen de dividendos repartidos y los de la decisión de dar o no dividendos.

En una primera aproximación se adopta como modelización un Tobit estándar (Tobit tipo 1 según Amemiya (1985)) en el que se supone implícitamente que una misma ecuación gobierna las dos decisiones: dar o no dividendos y, en el caso de dar, cuánto dar, aunque posteriormente se relajará este supuesto. De esta manera se tendría:

$$Div_i^* = X_i' \beta + u_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

con

$$\left. \begin{aligned} Div_i &= Div_i^* & si & Div_i^* > 0 \\ &= 0 & si & Div_i^* \leq 0 \end{aligned} \right\} \quad (II.4)$$

donde  $Div_i^*$  es una variable latente que sigue una distribución normal con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ ,  $\beta$  es un vector  $k \times 1$  de parámetros,  $X_i$  es un vector  $k \times 1$  de variables explicativas y  $u_i$  son las perturbaciones, que se distribuyen normal e

---

<sup>4</sup> En el trabajo de Anderson (1986) también se utilizan las observaciones de empresas que no dan dividendos, que en su caso representan el 19,3% del total.

independientemente con media cero y varianza común  $\sigma^2$ . La variable dependiente sólo se observa cuando  $Div_i^* > 0$ , mientras que para las otras empresas, lo único que sabemos es que  $Div_i^* \leq 0$ . En cuanto a las variables explicativas, conocemos su valor para todas las empresas de la muestra.

Como se señala en Heckman (1974) y Maddala (1983) si estimamos el modelo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), bien empleando todas las observaciones, bien empleando sólo las observaciones para  $Div_i > 0$ , obtendremos estimadores sesgados e inconsistentes. El origen de la inconsistencia, si ignoramos las observaciones con  $Div_i = 0$ , es que, en tal caso:

$$\begin{aligned} E [ Div_i \setminus Div_i > 0 ] &= X_i' \beta + E [ u_i \setminus Div_i > 0 ] \\ &= X_i' \beta + E [ u_i \setminus u_i > - X_i' \beta ], \end{aligned}$$

y no puede ignorarse este último término, puesto que, en general,

$$E [ u_i \setminus u_i > - X_i' \beta ] \neq 0$$

Por otra parte, si aplicamos MCO a todas las observaciones disponibles, obtendríamos estimaciones sesgadas, dado que dichas observaciones no pueden venir generadas por un modelo lineal, al haber una excesiva concentración de puntos en el eje de abscisas.

Para poder obtener estimaciones consistentes de los parámetros del modelo Tobit ( $\beta$  y  $\sigma^2$ ) se puede aplicar un procedimiento de máxima verosimilitud (MV). A partir de (II.4) la función de verosimilitud será<sup>5</sup>:

---

<sup>5</sup> Ver Maddala (1983).

$$L = \prod_0 \left[ 1 - \Phi \left( X_i' \beta / \sigma \right) \right] \cdot \prod_1 \sigma^{-1} \phi \left[ (Div_i - X_i' \beta) / \sigma \right] \quad (II.5)$$

con  $\Phi(\cdot)$  función de distribución de la  $N(0, 1)$  y  
 $\phi(\cdot)$  función de densidad de la  $N(0,1)$

El primer factor de (II.5) se refiere a las  $N_0$  observaciones para las cuales  $Div_i = 0$ . De ellas sólo sabemos que  $Div_i^* \leq 0$ , pero dado que conocemos  $X_i$  podemos calcular su función de distribución. El segundo factor corresponde a las  $N_1$  observaciones para las que observamos  $Div_i^*$  por lo que conocemos su función de densidad.

Tomando logaritmo neperiano en la función de verosimilitud obtenemos:

$$\begin{aligned} \ln L(\beta, \sigma^2) = & K - \frac{N_1}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} - \sum_{i=1}^{N_1} [Div_i - X_i' \beta]^2 \\ & + \sum_{i=1}^{N_0} \ln \left[ 1 - \Phi \left( X_i' \beta / \sigma \right) \right] \end{aligned} \quad (II.6)$$

Las estimaciones MV se obtienen maximizando la expresión anterior con respecto a  $\beta$  y  $\sigma^2$ . Como puede observarse, la expresión (II.6) puede considerarse como una combinación del análisis de regresión lineal y del análisis probit.

A partir de las ecuaciones (II.1) y (II.3) se formula un modelo Tobit para los dividendos, que se estima para 617 observaciones del año 1987 y que tiene la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} Div_{i,t}^* = & \beta_0 + \beta_1 \pi_i + \beta_2 I_i + \beta_3' EF_i + \beta_4' EF_i \pi_i + \beta_5' D_s + \beta_6' D_T + \\ & + \beta_7' D_p + \beta_8' D_B + \beta_9' D_R + \beta_{10} Div_{i,t-1} + u_i \end{aligned} \quad (II.7)$$

$$Div_i = \max [Div_i^*, 0]$$

donde:

Div = dividendos distribuidos

$\pi$  = beneficio después de impuestos

I = inversión en capital fijo

EF = vector de variables que reflejan la estructura financiera de la empresa y que tiene los siguientes componentes:

CDE = coeficiente de endeudamiento, es decir, proporción de recursos ajenos sobre el patrimonio neto.

DML = porcentaje de la deuda con vencimiento a medio y largo plazo.

DBC = porcentaje de la deuda en forma de préstamos con entidades de crédito.

CRA = coste medio de los recursos ajenos.

$D_s$  = vector de variables ficticias correspondientes a la clasificación de empresas por su pertenencia a los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25.

$D_T$  = vector de variables ficticias correspondientes a la agrupación de las empresas por su número de empleados: pequeñas (0-99), medianas (100-499) y grandes (más de 500).

$D_p$  = variable ficticia asociada al carácter mayoritariamente público de la propiedad de la empresa.

$D_B$  = variable ficticia correspondiente a las empresas que cotizan en bolsa.

$D_R$  = variable ficticia que refleja la obligatoriedad legal de destinar un porcentaje mínimo de los beneficios a reservas, en determinadas circunstancias.

La especificación del modelo contenido en la ecuación (II.7) presenta algunas particularidades que es necesario analizar.

En primer lugar, las variables  $Div$ ,  $I$  y  $\pi$  han sido normalizadas por el activo neto. Con ello se pretende eliminar cualquier posible correlación espúrea atribuible a la magnitud de las distintas variables flujo, así como reducir la probabilidad de encontrar heterocedasticidad, fenómeno que como se sabe es muy frecuente en las estimaciones con datos individuales, ya que la magnitud de las perturbaciones es función de variables que reflejan el tamaño de las empresas.

En segundo lugar, y en la medida en que se dispone de un sólo corte transversal (utilizamos el año 1986 para generar retardos de alguna variable como la endógena), se han incluido todo un conjunto de variables artificiales que pretenden captar aquellas características individuales de las empresas que podrían aparecer como efectos fijos en el error. Así, se han introducido en el modelo variables ficticias asociadas al sector productivo en el que operan las empresas ( $D_s$ ), a la clase de tamaño a la que pertenecen según su nivel de empleo ( $D_T$ ) y al carácter público o privado de su propiedad ( $D_p$ ). Además, y con objeto de recoger el posible efecto de señal en los mercados bursátiles de la distribución de los dividendos, también se incluye una variable ficticia que refleja la cotización o no en bolsa de las empresas.

Por último, aunque la legislación española no establece ningún techo máximo a la distribución de dividendos, el artículo 106 de la Ley de Sociedades Anónimas, vigente en 1987, exige a las empresas que obtengan en el ejercicio unos beneficios después de impuestos superiores al 6% de su capital, detraer como mínimo un 10% para constituir un fondo de reserva que alcance la quinta parte del capital desembolsado. Dado que esta dotación condiciona la política de dividendos de las empresas afectadas, también se ha introducido una variable ficticia que refleja esta situación ( $D_R$ ), que toma valor uno en aquellas empresas con un beneficio después de impuestos superior al seis por ciento de su capital.

En tercer lugar, se incluyen como variables explicativas continuas los beneficios ( $\pi$ ), la inversión ( $I$ ) y los indicadores de la situación financiera de la empresa ( $EF$ ). Por lo que respecta a los beneficios, es la variable que representa la escala del pago de dividendos. La presencia o no de la inversión como variable explicativa es un elemento crucial de nuestro análisis empírico puesto que la hipótesis de rigidez en la política de dividendos formulada en el modelo original de Lintner, descarta la interrelación entre ambas variables. Modigliani y Miller establecieron que en un mercado de capital perfecto, la decisión óptima de inversión es independiente de cómo se financie. Por tanto, no debería haber ninguna relación detectable entre las decisiones de inversión y de dividendos o, en todo caso, las empresas podrían elegir políticas de dividendos complementarias a las decisiones óptimas de inversión pero nunca la inversión vendría determinada por la política de distribución de beneficios. Así, un contraste indirecto de hasta qué punto existen imperfecciones en los mercados de capitales que impiden a las empresas desarrollar de manera independiente sus políticas de inversión, financiación y dividendos, es el carácter endógeno de la inversión en la ecuación de dividendos. Finalmente, aparecen un conjunto de indicadores ( $CDE$ ,  $DML$ ,  $DBC$  y  $CRA$ ) que intentan captar la mayor o menor presión financiera que experimentan las empresas y que puede afectar a la proporción de beneficios que deciden distribuir, ante la necesidad de reestructurar su capital. En principio, hemos dejado que en la especificación del modelo las

variables financieras tengan un efecto independiente, así como un efecto de interacción con los beneficios.

Por último, el modelo incluye la variable dependiente desfasada (realización de la variable observable en el pasado ( $Div_{i,t-1}$ )). Con esta especificación, la estimación puede presentar sesgos en el coeficiente de la endógena retardada en presencia de efectos fijos en el error.

## II.5. VALORACIÓN DE LOS RESULTADOS

Los resultados de la estimación máximo verosímil del modelo con variable dependiente limitada descrito en la ecuación (II.7) se presentan en la Tabla II.4.

Como puede observarse, en la especificación seleccionada (columna (2) de la Tabla II.4) los dividendos distribuidos dependen positivamente de los beneficios obtenidos en el período (BCR87), aunque la proporción de los mismos que decide distribuirse parece ser menor en aquellas empresas con una estructura financiera caracterizada por una proporción elevada de préstamos bancarios a medio o largo plazo. Este hecho se refleja en el efecto negativo tanto de la interacción de los beneficios con la proporción de la deuda en forma de préstamos de entidades de crédito (DBCBC), como de la interacción con el porcentaje de la deuda con vencimiento a medio y largo plazo (DMLBC).

Por otra parte, hay otras dos variables representativas de la situación financiera de las empresas que resultan ser significativas en la explicación de los dividendos: el coeficiente de endeudamiento (CDE) y el coste medio de los recursos ajenos (CRA). El coeficiente de endeudamiento aparece como significativo y con signo negativo cuando se define como media (CDEM) para todo el período 1983-87. Es decir, el mantenimiento de una situación de endeudamiento elevado afecta a la política financiera de las empresas, originando una reducción en la cuantía de los dividendos distribuidos. El efecto negativo del endeudamiento se reduce cuanto mayor es el beneficio de las empresas, tal y como capta la variable de interacción CDEBC. El coste de los recursos ajenos, aparece significativo y con signo negativo tras imponer y aceptar la restricción de primeras diferencias ( $\Delta$ CRA). La razón de este efecto dinámico puede encontrarse en el hecho de que, por construcción, CRA refleja el tipo de interés que, en promedio, se paga sobre el stock de deuda viva en el balance de las empresas. Sin embargo es razonable suponer que lo que condiciona la política de dividendos es el coste marginal de captación de los recursos externos.

Es decir, dado un nivel de beneficios y un volumen de inversión a financiar, el encarecimiento de los recursos externos puede obligar a las empresas a distribuir una menor proporción de los beneficios.

Es importante destacar que la mayoría de las variables ficticias introducidas en el análisis con objeto de captar en la medida de lo posible los efectos individuales, no resultaron ser significativas. Es decir, no puede hablarse de que haya diferencias intersectoriales en la política de dividendos y tampoco aparecen comportamientos diferenciados entre las empresas por su carácter público o privado, o por su adscripción a los tres grupos de empresas definidos de acuerdo con su nivel de empleo. Las únicas variables ficticias que se mantienen en el modelo seleccionado son las correspondientes a la cotización en bolsa ( $D_B$ ) y a la necesidad de hacer una provisión de fondos para reservas en determinadas circunstancias ( $D_R$ ).

La inversión en capital fijo (IR87) aparece como un determinante significativo del pago de dividendos. En concreto, su influencia negativa avalaría la hipótesis de que, en un contexto de imperfecciones en los mercados de capital en el que se origina una cierta jerarquía en el uso de las fuentes de financiación, la inversión tiende a financiarse preferentemente mediante beneficios retenidos, por lo que compite directamente con la distribución de dividendos<sup>6</sup>. Además, se realizó un contraste de exogeneidad de la inversión en el marco de variable dependiente limitada, desarrollado por R. Smith y R. Blundell (1986), no pudiéndose aceptar claramente la hipótesis de exogeneidad de esta variable<sup>7</sup>. De esta forma se confirman

---

<sup>6</sup> Este resultado es coincidente con el planteamiento de Dhrymes y Kurz (1967) en contraposición a los resultados de independencia obtenidos por Fama (1974), utilizando series temporales. Por otra parte, hay evidencia reciente en el caso español, en Mato (1990), de que, en efecto, existe una prioridad de las empresas por la utilización de la autofinanciación.

<sup>7</sup> El contraste realizado es un contraste de Hausman, en el que se lleva a cabo  
(continúa...)

los resultados anteriormente mencionados de la existencia de interacción entre inversión y política de dividendos.

Uno de los aspectos a resaltar en la especificación y estimación de modelos con datos individuales es la presencia o no de la variable dependiente desfasada. Por una parte, su inclusión permite captar una cierta dinámica en modelos en los que la dimensión temporal es limitada. Además, hay muchos fenómenos económicos que son dinámicos debido a la existencia de costes en el proceso de ajuste hacia posiciones de equilibrio. Bajo determinadas condiciones, cualquier mecanismo acelerador intertemporal se comporta como un modelo de ajuste parcial en un entorno del punto de equilibrio<sup>8</sup>. Por último, y en un marco de variable dependiente discreta o limitada, como es nuestro caso, se suele observar que los individuos que han experimentado un suceso en el pasado (por ejemplo, dar dividendos) tienen una probabilidad más alta de volverlo a experimentar que aquellos que no lo experimentaron.

Todas estas razones justifican la inclusión de la variable dependiente retardada, tal y como se hace en la columna (2) de la Tabla II.4. El problema que se plantea es que en modelos con datos individuales es habitual que exista un componente en el error que recoja los efectos permanentes asociados a cada individuo e invariantes temporalmente. La presencia de efectos fijos origina sesgos en la estimación de los coeficientes, si están correlacionados con las variables explicativas del modelo. Esto es necesariamente cierto en el caso de la variable endógena retardada, puesto que los efectos fijos originan autocorrelación entre los

---

<sup>7</sup>(...continuación)

una regresión de la variable potencialmente endógena sobre un conjunto de instrumentos. Los residuos de esta ecuación se incluyen en la ecuación original como un regresor más y bajo la hipótesis nula su coeficiente no debe ser significativo. En nuestro caso, el valor del t-ratio del residuo es 3,1.

<sup>8</sup> Sobre este punto, véase Nickell (1985).

errores de un mismo individuo. En nuestro caso, al estimar en un marco de sección cruzada sin utilizar un panel, no es posible controlar adecuadamente la estimación ante la posible presencia de efectos fijos. De ahí que la inclusión de  $Div_{it-1}$  en el modelo pudiera estar recogiendo precisamente los efectos individuales no observables en vez de una verdadera dependencia temporal en el pago de dividendos. En todo caso, la inclusión de la variable endógena retardada no afecta al signo de ninguno de los coeficientes de las variables comentadas previamente y, dado que dichas variables están expresadas en términos porcentuales, el efecto sobre su magnitud es muy pequeño. Sin embargo, la presencia de  $Div_{i,t-1}$  mejora notablemente la capacidad explicativa del modelo.

Para justificar la afirmación anterior, en la Tabla II.5 se evalúan los modelos sin variable endógena retardada (columna (1)) y con variable endógena retardada (columna (2)), en función de su capacidad predictiva. En concreto, lo que se hace es estimar un modelo Probit con el mismo conjunto de regresores que el correspondiente modelo Tobit de la Tabla II.4, y determinar el porcentaje de observaciones que el modelo predice correctamente, asignándolas a uno de los dos regímenes ( $Div=0$  ó  $Div>0$ ). Como puede observarse en la Tabla II.5 el modelo acierta en un porcentaje muy elevado de los casos, especialmente cuando se incluye la endógena retardada (74,7% de las observaciones con  $Div=0$  y 82,1% de las que tienen  $Div>0$ ). Es importante destacar que la mejora que se produce en la capacidad predictiva del modelo al introducir la variable endógena retardada, afecta exclusivamente a las observaciones con  $Div=0$  (el porcentaje de predicciones correctas pasa del 56,9 al 74,7%). En cambio, el modelo predice correctamente las observaciones  $Div>0$  aún cuando no se incluya la variable endógena retardada. Esto quiere decir que el status anterior de la empresa condiciona de manera fundamental a aquellas empresas que no dan dividendos a pesar de tener beneficios positivos.

## II.6. UN MODELO MÁS GENERAL DE SELECCIÓN

Tal y como se ha mencionado anteriormente, la estimación de modelos Tobit estándar implica el supuesto de que una misma ecuación gobierna las dos decisiones a las que se enfrentan las empresas, en este caso: dar o no dividendos, y, en el caso de dar, cuánto dar. Sin embargo, este supuesto puede no ser cierto de manera que haya determinantes distintos de una y otra decisión. Esto puede contrastarse estadísticamente, considerando el siguiente modelo Tobit:

$$Div_i^* = X_{i1}' \beta + u_i \quad (II.8)$$

$$\left. \begin{aligned} Div_i &= Div_i^* & si & Div_i^* > 0 \\ &= 0 & si & Div_i^* \leq 0 \end{aligned} \right\}$$

Si definimos la variable dicotómica  $I_i$  que toma el valor 1 si la empresa da dividendos y 0 si no los da, podemos formular un modelo que permite estimar la probabilidad de que la empresa dé dividendos:

$$I_i^* = X_{i2}' \gamma + \varepsilon_i \quad (II.9)$$

$$\left. \begin{aligned} I_i &= 1 & si & I_i^* > 0 \\ I_i &= 0 & si & I_i^* \leq 0 \end{aligned} \right\}$$

En el caso de que, efectivamente, el mismo modelo gobierne las dos decisiones, al analizar y estimar separadamente la ecuación (II.8) como modelo Tobit y la ecuación (II.9) como Probit, suponiendo que  $\varepsilon_i \sim IN(0, \sigma^2)$ , deberían cumplirse las dos restricciones siguientes:

$$X_{i1} = X_{i2} \quad y \quad \hat{\gamma} = \frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_u}$$

En caso de no cumplirse, lo que tenemos es un modelo general de selección del tipo analizado por Heckman (1979) compuesto por las ecuaciones (II.8) y (II.9) de manera que:

$$\left. \begin{aligned} Div_i &= Div_i^* & si & I_i = 1 \\ Div_i &= 0 & si & I_i = 0 \end{aligned} \right\}$$

El modelo puede estimarse por el procedimiento bietápico propuesto por Heckman:

- 1) Se estima la ecuación (II.9) correspondiente al modelo Probit, obteniéndose para cada empresa el valor de:

$$\lambda_i = \frac{\phi (X'_{i2} \hat{\alpha})}{\Phi (X'_{i2} \hat{\alpha})}$$

siendo  $\phi$  y  $\Phi$  las funciones de densidad y de distribución, respectivamente, de la  $N(0, 1)$  y  $\hat{\alpha} = \hat{\gamma} / \hat{\sigma}_\varepsilon$ . Téngase en cuenta que:

$$E [Div_i | I_i = 1] = X'_{i1} \beta + E [u_i | \varepsilon_i > -X'_{i2} \gamma] = X'_{i1} \beta + \frac{\sigma_{\varepsilon u}}{\sigma_\varepsilon} \lambda$$

- 2) Introduciendo  $\lambda$  como un regresor más en la ecuación (II.8), obtenemos para las observaciones con  $I_i = 1$ :

$$Div_i = X_{i1}'\beta + \mu\hat{\lambda} + v_i \quad (\text{II.10})$$

donde ahora se tiene:  $E[v_i|I_i=1] = 0$ , por lo que la estimación mínimo-cuadrática de (II.10) para la submuestra de empresas que dan dividendos permite obtener un estimador de  $\beta$  que es consistente.

En nuestro caso, las restricciones implícitas en un modelo Tobit estándar no se cumplen. Por ejemplo algunas variables como la inversión no son significativas en la decisión de dar o no dividendos. Por tanto, se optó por aplicar el procedimiento en dos etapas descrito, separando los determinantes de una y otra decisión. El Probit se especificó seleccionando los regresores significativos y validando el modelo por su capacidad predictiva.

Los resultados de la aplicación del procedimiento bietápico de Heckman al modelo de dividendos se presentan en la Tabla II.6. En la primera columna se presenta la estimación del modelo para la decisión de dar o no dividendos y en la segunda columna se presenta la estimación por MCO, con corrección de heterocedasticidad, del modelo en el que la variable dependiente es el pago de dividendos, estimado en la submuestra de 364 empresas que dan dividendos<sup>9</sup>.

Como puede verse, la probabilidad de dar dividendos depende positivamente de los beneficios obtenidos (BCR87) y de si la empresa dio o no dividendos en el pasado (DDIR86). Además, las empresas que cotizan en bolsa ( $D_B$ ) y que tienen un mayor número de empleados ( $D_{T3}$ ), tienen una mayor probabilidad

---

<sup>9</sup> En el modelo (II.10) la perturbación es heterocedástica. Los errores estándar de nuestras estimaciones están calculados utilizando el procedimiento de White (1980), ver Amemiya (1985).

de repartir dividendos, mientras que las empresas más pequeñas (en cuanto al número de empleados ( $D_{T1}$ )) tienen una menor probabilidad de hacerlo.

En cuanto a la cantidad distribuida, aparecen como determinantes variables que ya comentábamos en el apartado II.5, como los beneficios y la inversión del período, la situación financiera de la empresa en términos de endeudamiento, composición y coste de la deuda así como el propio nivel de dividendos distribuidos en el año anterior.

Así pues, en la decisión de dar dividendos influyen características de las empresas que podríamos asimilar a efectos fijos, como el tamaño o su cotización en bolsa, junto con la evaluación del estado anterior. En este sentido, aún cuando la capacidad predictiva del modelo es elevada (se predicen un 90,1% de las observaciones con  $I=0$  y un 86,0% de las  $I=1$ ), sería deseable su extensión con muestras de datos de panel que permitieran discriminar adecuadamente el papel de las distintas variables explicativas, cuando se elimina la influencia de los efectos individuales no observables. Por lo que respecta a la segunda etapa de la estimación del modelo, los resultados obtenidos avalan la hipótesis de la interacción entre inversión y política de dividendos. De hecho, la aplicación de un test de Hausman en este contexto uniecuacional y, por tanto, de información limitada, no permite aceptar la exogeneidad de la inversión en la ecuación de dividendos<sup>10</sup>.

Teniendo en cuenta la composición de nuestra muestra en la que aparecen empresas industriales de todos los sectores, privadas y públicas, podría pensarse en la existencia de algún comportamiento diferenciado de alguna submuestra como la de empresas energéticas y públicas. A pesar de que las variables ficticias correspondientes no fueron significativas, se estimó el modelo para el conjunto de

---

<sup>10</sup> Todas las pruebas realizadas instrumentando la inversión con el cambio en la producción y el salario dieron resultados negativos.

empresas privadas no energéticas, para evaluar su estabilidad frente a la exclusión de un conjunto de observaciones potencialmente influyentes. Los resultados de la estimación bietápica se muestran en la Tabla II.7 y ponen de manifiesto una notable robustez de las estimaciones obtenidas, no existiendo ninguna diferencia significativa ni en el signo y magnitud de los coeficientes estimados ni en la capacidad explicativa del modelo<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> Se realizó un test de estabilidad de los parámetros aceptando la hipótesis de constancia de los parámetros en la submuestra de empresas privadas no energéticas respecto a las estimaciones obtenidas con todas las observaciones.

## II.7. CONCLUSIONES

El propósito de este capítulo ha sido evaluar hasta qué punto la política de dividendos es rígida, en el sentido de ajustarse gradualmente a un objetivo de distribución de una proporción estable de los beneficios, o si, por el contrario, es un elemento más en el marco de las decisiones de inversión y financiación de las empresas. En concreto se ha contrastado si existe o no interacción entre la inversión en capital fijo y la distribución de dividendos, y si ésta es también dependiente del grado de presión financiera que soportan las empresas por el nivel, composición y coste de su endeudamiento.

El análisis se ha llevado a cabo utilizando una muestra de 617 empresas industriales que en 1987 podrían haber distribuido dividendos, por tener un beneficio después de impuestos positivo. De esas 617 empresas, 364 distribuyeron dividendos, mientras que las 253 restantes retuvieron todos los beneficios obtenidos. Toda esta información es utilizada, por lo que en realidad hay dos decisiones de las empresas que son objeto de análisis: dar o no dividendos y, en el caso de dar, cuánto dar. Desde un punto de vista econométrico esto significa que la variable dependiente es limitada, es decir se observa sólo en una parte de la muestra. El tratamiento que se hace es, en primer lugar, modelizar conjuntamente las dos decisiones en una única ecuación mediante un modelo Tobit estándar que se estima por un procedimiento de máxima verosimilitud. En segundo lugar se descomponen ambas decisiones, de manera que hay una ecuación que selecciona a aquellas empresas que dan dividendos, y una segunda ecuación estimada solo para esa submuestra, que refleja los factores que explican la cuantía de los dividendos distribuidos.

Los resultados obtenidos estimando un modelo Tobit que gobierna las dos decisiones, muestran que los dividendos dependen no sólo de los beneficios corrientes y de los dividendos distribuidos en el pasado, sino que se ajustan a la baja ante la necesidad de financiar proyectos de inversión. Además, para un mismo nivel

de beneficios, hay una distribución de dividendos menor en aquellas empresas cuya deuda está compuesta fundamentalmente por préstamos de entidades de crédito a medio y largo plazo. El mantenimiento de una situación de endeudamiento elevado también reduce la distribución de dividendos aunque, cuanto mayores sean los beneficios de la empresa, menor será este efecto. Además, las mayores dificultades para obtener financiación externa debido al encarecimiento de los recursos ajenos también inducen a las empresas a aumentar su autofinanciación, reduciendo el reparto de dividendos. Todo ello permite rechazar la hipótesis de rigidez, al menos en su versión estricta, puesto que el ajuste de las empresas hacia un objetivo de dividendos se modifica con la política de inversiones y con el grado de inestabilidad de su situación financiera.

El modelo así estimado tiene una elevada capacidad explicativa, puesto que predice correctamente un 74,7% de las observaciones para las que los dividendos son cero y un 82,1% de las correspondientes a dividendos positivos.

Sin embargo, si se descomponen de manera explícita las dos decisiones englobadas en el modelo Tobit, se obtiene que hay determinantes de la decisión de repartir dividendos que no afectan a la cuantía de los dividendos distribuidos y viceversa. Así, la estimación del modelo de dos ecuaciones confirma los resultados comentados previamente en el sentido de la presencia significativa de la inversión y de las variables de estructura financiera, junto con los beneficios del período y los dividendos del período anterior, como variables explicativas del nivel de distribución de beneficios. Por el contrario, en la estimación de la probabilidad de dar dividendos aparece como factor decisivo si la empresa dio o no dividendos en el pasado. Junto a la variable endógena retardada el modelo capta la existencia de efectos asociados a la cotización bursátil de las empresas y a su tamaño. En concreto, y para un mismo nivel de beneficios, las empresas grandes y que cotizan en bolsa tienen una probabilidad más alta de distribuir dividendos. El que las empresas que coticen en bolsa tiendan a distribuir dividendos debe interpretarse como la necesidad de

mantener una retribución mínima que garantice la estabilidad de su valor de mercado. Por otra parte, es posible que las empresas pequeñas con una distribución concentrada de su accionariado tengan mecanismos accesibles para retribuir a sus accionistas evitando la doble tributación que grava a los dividendos por el impuesto sobre sociedades y el impuesto sobre la renta.

De los resultados de la estimación bietápica de la ecuación de dividendos parece desprenderse que la inversión en capital fijo y la situación financiera de la empresa son determinantes de la cantidad de dividendos distribuidos, y no de la decisión de dar o no dar dividendos. Este resultado nos sigue permitiendo rechazar la hipótesis de rigidez, ya que los dividendos distribuidos no dependen solamente de los beneficios y de los dividendos pasados. Sin embargo, dado que la decisión de repartir dividendos depende de características individuales de las empresas, podría pensarse que el indicador del grado de holgura financiera de una empresa no sea tanto si da o no dividendos cómo alguna medida de la cantidad que da, lo cual será más difícil de determinar a la hora de clasificar las empresas.

En todo caso, la importancia de la variable endógena retardada y de los efectos específicos como el tamaño y la cotización bursátil, en la ecuación que modeliza la decisión de dar dividendos, apunta en la dirección de extender el análisis utilizando una perspectiva temporal más amplia.

**TABLA II.1**

	N° EMPRESAS	% EMPRESAS QUE DAN DIVIDENDOS			% EMPRESAS QUE NO DAN DIVIDENDOS		
		TOTAL	Cotizan en Bolsa	No Cotizan en Bolsa	TOTAL	Cotizan en Bolsa	No Cotizan en Bolsa
TOTAL	617	59,0	14,3	85,7	41,0	4,3	95,7
PUBLICAS	38 (6,2%)	55,3	19,0	81,0	44,7	0,0	100,0
PRIVADAS	579 (93,8%)	52,2	14,0	86,0	47,8	4,7	95,3

**TABLA II.2**

	DIVIDENDOS > 0				DIVIDENDOS = 0			
	MEDIA	HUBER	DT	MAD	MEDIA	HUBER	DT	MAD
<u>TAMAÑO</u>								
I	1.387,0	137,1	10.463,1	121,6	375,7	76,1	1.388,8	69,7
KBM	23.342,3	1.680,6	133.503,9	1.356,2	5.311,3	895,4	16.537,5	751,7
PVM	15.577,6	3.740,1	51.492,3	2.881,4	6.860,5	2.089,0	23.399,5	1.547,8
PTO	642,6	287,0	1.631,4	228,3	454,4	175,1	1.126,5	126,0
<u>FLUJOS FINANCIEROS</u>								
FRP	235,0	--	2.167,8	--	522,6	--	4.286,8	--
FRA	224,0	-15,7	10.325,8	117,9	-378,9	1,1	2.960,6	94,9
BC	1.019,7	253,8	3.431,7	218,7	343,8	71,5	1.156,8	65,2

Nota: Se presentan la media muestral, desviación típica (DT) y estadísticos robustos de estas dos medidas (Huber y MAD respectivamente). La muestra empleada es la de 617 empresas con beneficio contable positivo, de las cuales 364 pertenecen a la submuestra de Dividendos > 0 y 253 a la de Dividendos = 0. Los estadísticos robutos de la financiación con recursos propios (FRP) no pueden calcularse debido a la presencia de muchos valores nulos.

**TABLA II.3**

	DIVIDENDOS > 0				DIVIDENDOS = 0			
	MEDIA	HUBER	DT	MAD	MEDIA	HUBER	DT	MAD
<u>VARIABLES NORMALIZADAS</u>								
DIR	6,9	4,4	9,9	3,3	--	--	--	--
IR	8,2	6,8	9,6	5,3	8,0	6,7	8,4	5,8
FRAR	0,1	-0,6	14,2	7,4	0,02	0,2	15,8	11,2
KIM	41,3	39,6	21,5	21,1	42,6	40,0	25,2	22,7
BCR	14,6	12,6	12,9	9,3	8,4	6,4	9,1	5,4
<u>ESTRUCTURA FINANCIERA</u>								
CDE	55,4	40,0	78,6	35,1	113,4	84,6	143,1	77,8
DML	26,8	16,8	33,7	17,1	26,6	20,8	30,9	22,7
DBC	79,5	97,6	32,1	1,9	82,1	98,1	30,2	1,5
CRA	19,3	14,3	52,6	5,5	16,9	14,6	17,3	5,6

Nota: Ver Tabla II.2 y Apéndice II.1, donde se recogen las definiciones de todas las variables.

**TABLA II.4**

**Estimación del modelo Tobit**

Variable dependiente:  $DIR87 = \frac{\text{Distribución de dividendos}}{\text{Activo Neto}} \times 100$

	(1)	(2)
C	- 5,86 (4,2)	- 4,73 (3,9)
BCR87	0,74 (15,2)	0,46 (9,6)
IR87	- 0,06** (1,7)	- 0,11 (3,2)
CDEM	- 0,01 (2,9)	- 0,006** (1,8)
CDEBC	0,05 (3,0)	0,02* (1,4)
ΔCRA	- 0,01 (2,1)	- 0,009** (1,6)
DBCBC	- 0,22 (4,3)	- 0,10 (2,1)
DMLBC	- 0,20 (2,8)	- 0,10* (1,4)
D <sub>B</sub>	1,83 (3,3)	1,50 (3,1)
D <sub>R</sub>	- 3,45 (3,0)	- 2,44 (2,4)
DIR86	-	0,57 (11,3)
log L	- 1.409,9	- 1.352,4
σ̂	7,64	6,66

Nota: Resultados obtenidos estimando por máxima verosimilitud el modelo Tobit seleccionado, sin incluir la endógena retardada (columna (1)) e incluyéndola (columna (2)). Entre paréntesis se recoge el valor del t-ratio correspondiente. El número total de observaciones es 617, de las cuales 364 se corresponden con empresas que distribuyen dividendos. La definición exacta de las variables incluidas se encuentra en el Apéndice II.1.

(\*) Variables significativas al 85%.

(\*\*) Variables significativas al 90%.

**TABLA II.5****Capacidad predictiva del modelo**

	Nº de empresas en la muestra	Predicciones	
		(1)	(2)
Div = 0	253	144 (56,9%)	189 (74,7%)
Div > 0	364	297 (81,6%)	299 (82,1%)

Nota: La Tabla compara las predicciones obtenidas de empresas en los dos regímenes (Div = 0 y Div > 0) tras estimar los modelos sin endógena retardada (1) y con endógena retardada (2) de la Tabla II.4, por un procedimiento Probit.

**TABLA II.6**

**Estimación del modelo de selección**

	Probit	2ª etapa MCO
	(1)	(2)
C	0,44 (3,0)	-1,02 (1,4)
BCR87	0,02 (2,4)	0,51 (7,4)
IR87		-0,08 (2,9)
CDEBC		0,02 (3,6)
ΔCRA		-0,01 (3,4)
DBCBC		-0,11 (1,8)
DMLBC		-0,16 (2,1)
D <sub>B</sub>	0,35 (2,6)	
D <sub>T1</sub>	-2,20 (1,9)	
D <sub>T3</sub>	0,24 (2,0)	
DIR86		0,43 (4,8)
DDIR86	1,14 (16,1)	
$\hat{\lambda}$		1,63 (2,9)
N	617	364
Predicciones	0: 228/253 = 90,1% 1: 313/364 = 86,0%	
$\bar{R}^2$		0,72

Nota: Debajo de cada parámetro estimado y entre paréntesis se recogen los t-ratios correspondientes.

**TABLA II.7**

**Estimación del modelo de selección para la submuestra de empresas privadas no energéticas**

	Probit	2ª etapa MCO
	(1)	(2)
C	0,36 (2,2)	-1,39 (1,6)
BCR87	0,02 (2,4)	0,52 (7,3)
IR87		-0,09 (2,7)
CDEBC		0,02 (3,3)
ΔCRA		-0,01 (3,5)
DBCBC		-0,10 (1,6)
DMLBC		-0,18 (2,1)
D <sub>B</sub>	0,26 (1,7)	
D <sub>T1</sub>	-0,27 (2,3)	
D <sub>T3</sub>	0,35 (2,5)	
DIR86		0,42 (4,6)
DDIR86	1,16 (15,4)	
$\hat{\lambda}$		1,85 (3,0)
N	548	323
Predicciones	0: 203/225 = 90,2% 1: 278/323 = 86,1%	
$\bar{R}^2$		0,72

Nota: Debajo de cada parámetro estimado y entre paréntesis se recogen los t-ratios correspondientes.

**APÉNDICE II.1. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES**

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

- Inversión (I) = Incremento del inmovilizado material (EO).
- Inmovilizado material bruto (KBM) (EF).
- Producción (PVM) = Producción o venta de mercaderías y subvenciones (ER).
- N° de empleados (PTO) = Personal total.
- Financiación con recursos propios (FRP) = Aportaciones de accionistas + Subvenciones en capital (EO).
- Financiación con recursos ajenos (FRA) (EO).
- Beneficio contable (BC) = Resultado neto total (ER) - Impuesto sobre beneficios (EO).
- Coeficiente de endeudamiento (CDE) =  $\frac{\text{Recursos ajenos (EF)}}{\text{Patrimonio neto (EF)}} \times 100$

- Endeudamiento a medio y largo plazo (DML) =  
$$= \frac{\text{Recursos ajenos a medio y largo plazo (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$$
  
- Endeudamiento bancario (DBC) =  
$$= \frac{\text{Financiación de entidades de crédito (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$$
  
- Coste de la deuda (CRA) = 
$$\frac{\text{Gastos financieros (ER)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$$
  
- CDEBC = CDEM x BC; siendo CDEM la media de CDE para el período 1983-87.
  
- DBCBC = DBCM x BC; siendo DBCM la media de DBC para el período 1983-87.
  
- DMLBC = DMLM x BC; siendo DMLM la media de DML para el período 1983-87.
  
- DDIR86: variable ficticia que toma el valor 1 si las empresas dieron dividendos en 1986 y 0 en caso contrario.
  
- $$DIR = \frac{\text{Distribución de dividendos (EO)}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$
  
- $$IR = \frac{\text{Inversión (EO)}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$

$$- \text{FRAR} = \frac{\text{Financiación con recursos ajenos (EO)}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$

$$- \text{KIM} =$$

$$= \frac{\text{Inmovilizado material bruto} - \text{Amortización del inmovilizado material (EF)}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$

$$- \text{BCR} = \frac{\text{Beneficio contable}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$

## **CAPÍTULO III**

### **EFFECTOS DE LOS FACTORES FINANCIEROS SOBRE EL EMPLEO USANDO DATOS DE EMPRESAS**

---

## **CAPÍTULO III**

### **EFFECTOS DE LOS FACTORES FINANCIEROS SOBRE EL EMPLEO**

#### **USANDO DATOS DE EMPRESAS**

---

##### **III.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 en los mercados de capitales sobre las decisiones de empleo y, en especial, de inversión de las empresas.

Así, por ejemplo, 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 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.

Conectando con esta literatura, el propósito de este capítulo 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.

Por tanto, si queremos analizar el efecto de las variables financieras sobre la demanda de trabajo, y verificar si dicho efecto es el mismo para todas 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 dividendos como criterio para clasificar las empresas según su probabilidad de soportar restricciones financieras. La idea es que la distribución de beneficios 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 distribución de beneficios no nos serviría como un indicador del grado de holgura financiera de las empresas. En el Capítulo II de esta Tesis 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 estos resultados, 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 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 pueden 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, de los cinco disponibles. (191 empresas).
- 2.- Empresas con cierto grado de holgura financiera: aquellas que reparten dividendos tres o más años, de los cinco disponibles. (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 estudio sería importante considerar en futuras extensiones, ya que puede haber sesgos 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 capítulo es la siguiente: en el apartado III.2 se establece un marco para el análisis empírico; en el apartado III.3 se presentan las estimaciones y se comentan los resultados obtenidos y en el apartado III.4 se resumen las principales conclusiones.

### III.2. FORMULACIÓN DEL MODELO EMPÍRICO

Partimos de un marco competitivo de empresas en el que la empresa representativa determinará su nivel de empleo óptimo como aquél que maximice sus beneficios para un stock de capital dado.

En los modelos tradicionales de demanda de trabajo, 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 los de salarios de eficiencia, conceden un papel al salario alternativo en la determinación del empleo.

Los modelos de salarios de eficiencia, que surgieron en un contexto en el que la persistencia de elevadas tasas de desempleo en las economías modernas dio lugar a una serie de teorías de determinación de salarios no competitiva, 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.

Como puede verse en Nickell y Wadhvani (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 obtener el mismo nivel de producción, y por otro, genera un aumento en los costes laborales unitarios que

puede hacer disminuir el empleo y el producto. 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 contraste 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<sup>12</sup>.

Por tanto, con empresas precio aceptantes con tecnología de producción Cobb-Douglas, se puede introducir el trabajo expresado en unidades de eficiencia en la función de producción, con lo que la empresa representativa determinará su nivel de empleo óptimo:

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

$i = 1 \dots N$  (empresas)

$t = 1 \dots T$  (años)

donde:

$\pi_{it}$  = Beneficio

$P_t$  = Índice de precios

$A_i$  = Efecto fijo específico de la empresa  $i$ -ésima

$K_{it}$  = Stock de capital

---

<sup>12</sup> En España, y empleando también datos procedentes 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.

- $e$  = esfuerzo  
 $W_{it}$  = Coste laboral por trabajador  
 $WA_{it}$  = salario alternativo  
 $N_{it}$  = Nivel de empleo  
 $M_{it}$  = Materias primas  
 $e^{\mu t}$  = Progreso técnico  
 $Pm_{it}$  = 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:

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

y sustituyendo (III.2) en (III.1), eliminamos  $M_{it}$ , que no es observable.

La condición de primer orden será:

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

Aplicando logaritmos para linearizar y despejando  $N_{it}$ , obtenemos el nivel de empleo óptimo ( $n_{it}^*$ ) como<sup>13</sup>:

---

<sup>13</sup> Las variables en letras minúsculas representan los logaritmos de dichas variables.

$$n_{it}^* = \alpha_0 + \frac{\alpha}{1-\beta-\gamma} k_{it} - \frac{1-\gamma}{1-\beta-\gamma} (w_{it} - p_t) - \frac{\gamma}{1-\beta-\gamma} (pm_{it} - p_t) + \frac{\beta}{1-\beta-\gamma} (w_{it} - wa_{it}) + \frac{1}{1-\beta-\gamma} \mu t + \eta_i \quad (\text{III.3})$$

siendo<sup>14</sup>:  $(w_{it} - wa_{it}) = \ln e(W_{it}, WA_{it}) = \ln(W_{it} / WA_{it})$

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 capital es probable que las empresas se enfrenten a restricciones de liquidez operativas si quieren ajustar su nivel de empleo al óptimo muy rápidamente. Esto

---

<sup>14</sup> Operando en la ecuación (III.3) podemos expresar  $n_{it}^*$  en función de  $k_{it}$ ,  $(w_{it} - p_t)$ ,  $(pm_{it} - p_t)$ ,  $\mu t$  y  $(wa_{it} - p_t)$ .

hará que se 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 y 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 y con menor dependencia del crédito bancario.

Una forma de introducir todo esto 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 empresa<sup>15</sup>. Así, el criterio de decisión de la empresa será minimizar los costes de ajuste, representados por una función de pérdida cuadrática<sup>16</sup>:

$$\underset{\{n_{it}\}}{\text{Min}} \left[ (n_{it} - n_{it}^*)^2 + \lambda_{1it} (\Delta n_{it})^2 - 2\lambda_{2it} \Delta n_{it} \Delta n_{it}^* \right] \quad (\text{III.4})$$

---

<sup>15</sup> Véase Mato (1988) para una aplicación al caso de la demanda de inversión.

<sup>16</sup> La 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 al no aparecer en la especificación de  $n_{it}$  los valores desfasados de las variables que determinan  $n_{it}^*$ .

sujeto a:

$$n_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 k_{it} + \alpha_2 (w-p)_{it} + \alpha_3 (pm-p)_{it} + \alpha_4 (wa-p)_{it} + \alpha_5 \mu t + \eta_i \quad (III.5)$$

y a:

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

donde:

CDE: Coeficiente de endeudamiento, es decir proporción de recursos ajenos sobre el patrimonio neto.

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 las ecuaciones (III.4) es:

$$(n_{it} - n_{it}^*) + \lambda_{1it} \Delta n_{it} - \lambda_{2it} \Delta n_{it}^* = 0 \quad (\text{III.7})$$

sustituyendo (III.5) y (III.6) en (III.7) obtenemos la ecuación a estimar, que será<sup>17</sup>:

$$\begin{aligned} n_{it} = & \beta_0 + \beta_1 n_{it-1} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 k_{it-1} + \beta_4 (w-p)_{it} + \beta_5 (w-p)_{it-1} + \beta_6 \mu t + \\ & + \beta_7 (pm-p)_{it} + \beta_8 (pm-p)_{it-1} + \beta_9 (wa-p)_{it} + \beta_{10} (wa-p)_{it-1} + \\ & + \beta_{11} \pi_{it-1} + \beta_{12} CDE_{it} + \beta_{13} DBC_{it} + \eta_i \end{aligned} \quad (\text{III.8})$$

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

$$\beta_1 = \frac{\varphi_0}{1 + \varphi_0} \quad \beta_2 = \frac{\alpha_1(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} \quad \beta_3 = \frac{-\lambda_2 \alpha_1}{1 + \varphi_0}$$

$$\beta_4 = \frac{\alpha_2(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} \quad \beta_5 = \frac{-\lambda_2 \alpha_2}{1 + \varphi_0} \quad \beta_6 = \frac{\alpha_5}{1 + \varphi_0}$$

---

<sup>17</sup> La definición de las variables esta en el Apéndice III.1.

$$\beta_7 = \frac{\alpha_3(1+\lambda_2)}{1+\varphi_0} \quad \beta_8 = \frac{-\lambda_2\alpha_3}{1+\varphi_0} \quad \beta_9 = \frac{\alpha_4(1+\lambda_2)}{1+\varphi_0}$$

$$\beta_{10} = \frac{-\lambda_2\alpha_4}{1+\varphi_0} \quad \beta_{11} = \frac{\varphi_1}{1+\varphi_0} \quad \beta_{12} = \frac{-\varphi_2}{1+\varphi_0}$$

$$\beta_{13} = \frac{-\varphi_3}{1+\varphi_0} \quad \beta_0 = \frac{\alpha_0 + \lambda_2\alpha_5\mu}{1+\varphi_0}$$

Como ya comentamos en la introducción estimaremos la ecuación (III.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 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.

### III.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<sup>18</sup>. 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, sería más correcto estimar primero la probabilidad de que la empresa tenga beneficios positivos, empleando una muestra más amplia de empresas con beneficios positivos y negativos, y a continuación 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 (III.8), 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

---

<sup>18</sup> La muestra empleada y los filtros aplicados se detallan en el Apéndice I.

lógico esperar la presencia de efectos fijos individuales. Con objeto de eliminarlos, se transforma el modelo en primeras diferencias<sup>19</sup>, asegurando 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 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, como la variable dependiente desfasada, las estimaciones se realizan por un método de variables instrumentales, el método generalizado de los momentos (MGM) que minimiza la discrepancia entre las restricciones de momentos muestrales y sus valores de cero en la población, y en el que el conjunto de instrumentos válidos depende de los supuestos que hagamos sobre la exogeneidad de los regresores y sobre la autocorrelación de las perturbaciones<sup>20</sup>. En concreto, instrumentaremos, empleando sus desfases, la variable dependiente retardada, el precio de las materias primas, ya que por construcción incluye la inversa de la variable dependiente, las variables financieras y el salario real<sup>21</sup>. 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.

---

<sup>19</sup> Al tomar primeras diferencias y emplear retardos de algunas variables perdemos dos cortes transversales, por lo que el período de estimación es 1986-1988.

<sup>20</sup> Para una explicación más detallada de la estimación de panel ver Arellano y Bover (1990).

<sup>21</sup> Los instrumentos empleados se detallan en las notas a las Tablas.

La Tabla III.1 recoge los resultados de la estimación de la ecuación de demanda de trabajo, sin incluir variables financieras, para las empresas con y sin holgura financiera, tras haber eliminado algunas variables que no eran significativas<sup>22</sup>.

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). Ambos valores son bastante más bajos que los obtenidos por Bentolila y Saint-Paul (1991), también con datos de la Central de Balances del Banco de España, que oscilan entre -1,55 y -1,25, o que el -2,4 de Symons con datos agregados del sector de manufacturas, o el -1 de Layard y Nickell (1986) para toda la economía (ambos con datos de la economía británica). Sin embargo en otros estudios el valor estimado de la elasticidad respecto al salario es considerablemente más bajo que en nuestro caso, siendo aproximadamente -0,35 tanto en Wadhvani (1987) empleando datos agregados, como en Nickell y Wadhvani (1987) con datos individuales.

La elasticidad respecto al stock de capital es, en las dos submuestras, positiva aunque con un valor muy pequeño ( $\varepsilon_k=0,15$ ) y muy alejado del valor unitario que implica el supuesto de rendimiento constantes a escala, lo que nos llevaría a rechazar Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala. Este valor tan pequeño se debe, muy probablemente, a una medición incorrecta del stock de capital, que sesgaría el coeficiente estimado a la baja<sup>23</sup>. En cualquier caso, su incidencia en este contexto es menos importante que en el de una ecuación de inversión.

---

<sup>22</sup> Todas las estimaciones se realizan empleando el programa DPD (Arellano y Bond (1988)) para la estimación de modelos dinámicos de panel.

<sup>23</sup> Véase en el Apéndice III.1 una definición precisa de la construcción de la medida del stock de capital.

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 sólo es significativo muy marginalmente<sup>24</sup>. Para esta submuestra, la elasticidad respecto al precio de las materias primas tiene el signo negativo esperado pero su valor es muy pequeño, prácticamente cero ( $\epsilon_{pm} = -0,03$ )<sup>25</sup>. En algunos trabajos se obtienen elasticidades similares a la nuestra, como ocurre en Andrews (1983), que con datos agregados de la economía británica obtiene un valor estimado de la elasticidad del empleo respecto al precio de las materias primas de -0,09, pero en general, tanto con datos individuales como con datos agregados, los valores estimados son más altos. Así por ejemplo, con datos individuales, Bentolila y Saint-Paul (1991) obtienen valores estimados de -0,5 aproximadamente y Nickell y Wadhvani (1987) de 0,14, mientras que en Symons (1985), con datos agregados, el valor estimado es -0,56.

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

---

<sup>24</sup> Las variables  $(pm-p)_{it}$  y  $(pm-p)_{it-1}$  son significativas al 87% y al 85% de confianza, respectivamente. Además, si se realiza un contraste de Wald de significación conjunta de ambas, el valor del estadístico obtenido sería 3,407, por lo que sólo podremos rechazar la hipótesis de no significación conjunta al 80% de confianza.

(Valores críticos:  $\chi^2_2(95\%) = 5,99$ ;  $\chi^2_2(90\%) = 4,61$ ;  $\chi^2_2(80\%) = 3,22$ )

<sup>25</sup> De hecho no podríamos rechazar la hipótesis nula de que dicha elasticidad sea igual a cero, ya que si realizamos un contraste de Wald de esta hipótesis el valor del estadístico obtenido será de 0,128.

(Valores críticos:  $\chi^2_1(95\%) = 3,84$ ;  $\chi^2_1(90\%) = 2,71$ )

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:  $\varepsilon_{wa}=0,572$ ; Empresas sin holgura financiera:  $\varepsilon_{wa}=0,561$ ). 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 producción. 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 III.1, podemos observar que el coeficiente del empleo desfasado es sensiblemente mayor en las empresas con 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. 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 III.2 se presentan las estimaciones de la ecuación de demanda de empleo incluyendo variables financieras, para cada una de las dos submuestras. Se ha excluido de la estimación el precio de las materias primas, ya que no era significativo en ninguna de las dos muestras.

La elasticidad del salario propio sigue siendo negativa y mayor en la submuestra de empresas con holgura financiera ( $\varepsilon_w=-0,879$  frente a  $\varepsilon_w=-0,585$ ) y,

el efecto del stock de capital continúa 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, el ajuste al nivel de empleo óptimo sigue siendo más lento en las empresas con holgura financiera. 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 estar reflejando la existencia de comportamientos distintos en cada submuestra respecto al tipo de personal que contratan o despiden, lo que haría que se enfrentaran a costes de ajuste diferentes (mayores en el caso de despido y, sobre todo, de personal fijo). Efectivamente, al analizar la evolución del empleo en ambas submuestras, para los años disponibles, se observa que en las empresas con holgura financiera está disminuyendo el personal fijo, lo que explicaría sus costes de ajuste más elevados.

Este resultado parece indicar que sólo las empresas con cierto grado de holgura financiera son capaces, al facilitarse la contratación eventual (fenómeno que en España ocurrió en 1984), de enfrentarse a los costes de despido que supone el ajustar la proporción entre eventuales y fijos al óptimo. En los períodos de transición de un mercado de trabajo rígido a la liberalización de la contratación eventual, las empresas suelen tratar de reducir su personal fijo, que suele ser excesivo, y sustituirlo por personal eventual<sup>26</sup>. Este tipo de hipótesis sería interesante

---

<sup>26</sup> Mirar Bentolila y Saint-Paul (1991) para más detalles sobre los efectos de la introducción de contratos flexibles.

contrastarlas en extensiones futuras del trabajo, pero de momento se salen de nuestro objetivo.

Si nos centramos en las variables financieras, observamos un efecto positivo de la rentabilidad pasada en ambas submuestras de empresas y un efecto negativo del nivel y composición de la deuda, sólo en la submuestra de empresas sin holgura financiera. Tal y como esperábamos a priori, el efecto de las variables financieras sobre las decisiones de empleo de las empresas depende de su grado de holgura financiera. Nuestros resultados a pesar de la escasa significatividad de las variables financieras, recogen ciertas diferencias entre ambas submuestras, diferencias que son coherentes con el supuesto de que un grupo se enfrenta a restricciones financieras mientras que el otro no, por lo que parecen validar la separación muestral realizada en función de la política de dividendos de las empresas<sup>27</sup>.

Por otro lado, si nos fijamos en la estimación para la submuestra de empresas sin holgura financiera, vemos que, al incluir las variables financieras, se ha excluido el salario alternativo de la ecuación de determinación del empleo ya que dejaba de ser significativo. 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 cierto efecto, con el signo y en la submuestra que se esperaba a priori, vamos a centrarnos en el modelo de determinación de empleo al incluir variables financieras.

---

<sup>27</sup> Todas las variables financieras son individualmente significativas al 90% de confianza si hacemos contrastes de una cola. Si, para la muestra de empresas con holgura financiera, se lleva a cabo un contraste de Wald de significación conjunta de las tres variables financieras sólo podemos rechazar la hipótesis nula al 80% de confianza (Valor del estadístico = 4,643).

Si nos fijamos en la Tabla III.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, obteniéndose los resultados que se presentan en la Tabla III.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:

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + D (\alpha' n_{it-1} + \beta' x_{it}) + u_{it} \quad (\text{III.9})$$

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,  $\alpha'$  y  $\beta'$  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  $\alpha$ ,  $\alpha'$ ,  $\beta$  y  $\beta'$  y, al estar utilizando toda la muestra de empresas, ganamos grados de libertad en las estimaciones.

En la Tabla III.3 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (III.9) de la que se ha eliminado el precio de las materias primas ya que no resultaba significativo.

El coeficiente del empleo desfasado es mayor para la submuestra de empresas con holgura financiera (0,495 frente a 0,338) al igual que ocurría cuando estimábamos con cada submuestra por separado<sup>28</sup>. 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 los de las tablas anteriores). Además, como puede observarse en la Tabla III.3, esta diferencia entre ambas submuestras sólo es significativa al 84% de confianza.

---

<sup>28</sup> Para la submuestra de empresas con holgura financiera ( $D=1$ ), los coeficientes estimados serán la suma del coeficiente estimado para la submuestra de empresas sin holgura financiera y el de la interacción con la variable ficticia. Por tanto, el coeficiente del empleo desfasado será 0,495, con una desviación típica de 0,053, por lo que podremos rechazar la hipótesis nula de no significación individual (ver Apéndice III.2).

El efecto del salario propio es negativo y, a diferencia de lo obtenido al estimar con cada muestra por separado, 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 ni individual ni conjuntamente ( $k_{it}xD$  y  $k_{it-1}xD$ ), 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<sup>29</sup>. El efecto del stock de capital sobre la 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 aunque el coeficiente de  $\pi_{it-1}xD$  no resulta ser significativo, es decir el coeficiente que recoge la diferencia de pendiente entre ambas submuestras no es significativo. Por tanto, 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.

---

<sup>29</sup> Si llevamos a cabo un contraste de Wald para contrastar la hipótesis nula de no significación conjunta de  $k_{it}xD$  y  $k_{it-1}xD$  el valor del estadístico obtenido es de 0,054 por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula ( $\chi^2_2(95\%)=5,99$ ).

Las variables que representan el nivel y la estructura del endeudamiento tienen un coeficiente distinto en cada submuestra, siendo negativo en las empresas sin holgura financiera (CDE y DBC), y positiva la diferencia entre los coeficientes de las empresas con holgura financiera y los de las empresas sin holgura financiera (CDExD y DBCxD), aunque en el caso de DBC aceptaríamos más marginalmente que dichos coeficientes sean *significativamente distintos de cero*<sup>30</sup>.

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, ni el nivel ni la composición de su deuda afectan a sus decisiones de empleo<sup>31</sup>. Con objeto de contrastar si efectivamente este efecto es nulo, se llevó a cabo un contraste t no pudiendo rechazarse la hipótesis de que los coeficientes de CDE y DBC para la submuestra de empresas con holgura financiera sean cero<sup>32</sup>.

---

<sup>30</sup> Las variables DBC y DBCxD son significativas al 73,5% y al 66,4% de confianza, respectivamente, mientras que CDE y CDExD lo son al 93,6% y al 90,7%.

<sup>31</sup> El coeficiente de CDE para la submuestra de empresas con holgura financiera será:

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

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

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

<sup>32</sup> Ver Apéndice III.2 para el cálculo de dicho contraste.

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, coincidiendo este resultado con el que obteníamos al estimar con cada muestra por separado.

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 significativo mientras que en las que tienen cierto grado de holgura financiera sí que lo es<sup>33</sup>. 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 ( $W/WA$ ) 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.

---

<sup>33</sup> Si se realiza un Test de significación conjunta de  $(w_a - p)_{i1}$  y  $(w_a - p)_{i2}$  obtenemos un valor del Test de Wald  $W(2) = 2,612$  que al compararlo con el valor crítico  $\chi^2_{(95\%)} = 5,99$  no nos permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta de ambas variables.

Como puede verse en la Tabla III.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 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.

### III.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 procedentes 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.

De los resultados obtenidos se puede concluir que existen diferencias entre ambas submuestras a la hora de tomar sus decisiones de empleo, así como que los factores financieros tienen efecto sobre la demanda de trabajo, aunque tal y como esperábamos a priori, sólo en las empresas con menor holgura financiera.

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 diferencias entre las dos submuestras respecto al efecto del nivel y composición de su endeudamiento sobre el empleo. Mientras que en las empresas sin holgura financiera, 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 del 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 menor holgura financiera. Además la existencia de estas diferencias entre ambas submuestras parece validar nuestra separación muestral en función de la política de dividendos, ya que estas diferencias son coherentes con el supuesto de que un grupo se enfrenta a restricciones financieras y el otro no.

Sin embargo, la separación muestral se efectúa con un criterio "ad-hoc", según las empresas hayan repartido dividendos tres o más años o no, que aunque recoge ciertas diferencias entre empresas en el sentido de que unas se enfrenten a restricciones financieras y otras no, puede no estar discriminando suficientemente bien. De hecho las correlaciones entre las distintas variables explicativas y sus

interacciones con la variable ficticia son bastante altas, lo que parece indicar que nuestro criterio no consigue discriminar demasiado bien.

Por tanto, aunque parece que la política de dividendos nos da una idea del grado de holgura financiera de las empresas, convendría probar otros criterios de separación muestral, permitiendo, por ejemplo, que la empresa cambie de régimen a lo largo del período muestral o, incluso, emplear como criterio de separación no tanto que las empresas repartan o no dividendos, sino si dan más de una cierta cantidad, como sugieren los resultados de Bond y Meghir (1992).

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, lo que parece apuntar en el sentido de que las variables financieras no son sólo importantes por su efecto directo sobre el empleo, sino que también son importantes en la determinación del modelo de demanda de empleo.

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 tienen cierto efecto, de ahí el interés de su inclusión, que no es 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. 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 "ad-hoc" que, además depende de la evolución de los dividendos a lo largo del período de estimación, por lo que es endógena.

**TABLA III.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
$ee^*$	0,9	0,7

\* Valores multiplicados por 100

**TABLA III.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)	
$\pi_{it-1}^*$	0,613 (1,480)	0,657 (1,517)
$CDE^*_{it}$		-0,0181 (1,504)
$DBC^*_{it}$		-0,0938 (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
$ee^*$	0,89	0,75

\* Valores multiplicados por 100

**TABLA III.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)
$\pi_{it-1}^*$	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)
$(DBC_{it} \times D)^*$	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
ee	0,79

\* Valores multiplicados por 100.

Notas a las TABLAS III.1, III.2 y III.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  $\chi^2_k$  (siendo k el número de regresores), bajo la hipótesis nula de no relación. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

Valores críticos:

$$\text{Tabla III.1: } \chi_6^2 (95\%) = 12,6; \chi_7^2 (95\%) = 14,1$$

$$\text{Tabla III.2: } \chi_8^2 (95\%) = 15,5$$

$$\text{Tabla III.3: } \chi_{20}^2 (95\%) = 31,4$$

- (iv) El test de Sargan es un contraste de restricciones de sobreidentificación que se distribuye como una  $\chi^2_k$  (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:

$$\text{Tabla III.1: } \chi_{21}^2 (95\%) = 32,7; \chi_{26}^2 (95\%) = 38,9$$

$$\text{Tabla III.2: } \chi_{29}^2 (95\%) = 42,6; \chi_{39}^2 (95\%) = 47,8$$

$$\text{Tabla III.3: } \chi_{66}^2 (95\%) = 82,2$$

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

Valor crítico:

$$\text{Tabla III.3: } \chi_{10}^2 (95\%) = 18,3$$

- (vii) ee. es el error estándar.

- (viii) Todas las estimaciones son en dos etapas con matrices de covarianzas y errores estándar robustos a la heterocedasticidad.
- (ix) Instrumentos empleados: empleo, salario propio y precio de las materias primas desfasados desde  $t=1$  hasta  $T-2$ . En las Tablas III.2 y III.3 se usan también los desfases de las variables financieras, y en la Tabla III.3 también los de las interacciones de las variables mencionadas antes con la variable ficticia.
- (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 III.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
<b>TOTAL</b>	<b>0,891</b>	<b>1,009</b>

Nota: Los datos son medias 1986-1988.

**APÉNDICE III.1. 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.

$$- \text{ Empleo (N)} = \text{ Personal fijo} + \frac{\text{ Personal eventual} \times \text{ n}^\circ \text{ semanas}}{52} \quad (\text{Datos complementarios})$$

$$- \text{ Precio de las materias primas (PM)} =$$

$$= \frac{\text{Consumos intermedios}}{\text{Personal Total}} = \frac{\text{Producción (ER)} - \text{Valor añadido (ER)}}{\text{Personal Total}}$$

$$- \text{ Precio (P)} = \text{Indice de precios desagregado a 42 sectores industriales (según clasificación de Central de Balances).}$$

$$- \text{ Salario alternativo (WA)} = (1 - u_{\text{sector}}) W_{\text{medio}} + u_{\text{sector}} \times \text{Prestaciones de desempleo}$$

siendo:

$$- u_{\text{SECTOR}} = \left( 1 - \frac{\text{Población activa ocupada del sector}}{\text{Población activa del sector}} \right)$$

tomando los datos de población activa y población activa ocupada de la EPA de acuerdo con las equivalencias que se presentan en el Apéndice III.3.

$$- \quad W_{\text{MEDIO}} = \left( \frac{\text{Gastos de personal ocupado del sector}}{\text{Personal total del sector}} \right)$$

según la clasificación a 14 sectores de la Central de Balances presentada en el Apéndice III.3.

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

$$- \quad \text{Prestaciones de desempleo} = 80\% \text{ WC}$$

$$- \quad \text{Salario (W)} = \frac{\text{Gastos de personal (ER)}}{\text{Personal Total}}$$

$$- \quad \text{Beneficio contable } (\pi) = \text{Resultado neto total (ER)} - \text{Impuesto sobre beneficios (EO)}.$$

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

$$- \quad \text{Deuda con entidades de crédito (DBC)} =$$

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

$$- \quad \text{Stock de capital (KNM)} = \text{Inmovilizado material bruto (EF)} - \text{Amortización acumulada del inmovilizado material}$$

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

siendo:

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

- 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.

**APÉNDICE III.2. CÁLCULO DE ESTADÍSTICOS t**

En este Apéndice se presenta el cálculo de los estadísticos t para el contraste de significación individual de los coeficientes de la submuestra de empresas con holgura financiera, para la estimación correspondiente a la Tabla III.3. Partiendo de la ecuación (III.9):

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

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

$\beta$ : pendiente empresas sin holgura financiera.

$\beta'$ : diferencia entre pendiente de empresas con holgura financiera y sin holgura financiera.

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

Al estimar la ecuación (III.9) obtenemos  $\hat{\beta}$  y  $\hat{\beta}'$ , siendo el coeficiente estimado para 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:

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

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

En nuestro caso, por ejemplo, tendremos:

CDE:

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

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

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = 0,156 \times 10^{-7}$$

$$t = 0$$

DBC

$$\hat{\beta} + \hat{\beta}' = -0,72 \times 10^{-6}$$

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

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = 0,102 \times 10^{-6}$$

$$t = -0,225$$

Si a través del contraste t, contrastamos la hipótesis de  $\beta + \beta' = 0$  no podemos rechazarla en ninguno de los dos casos. ( $t_{\alpha}(95\%) = 1,96$ )

$\Omega_{t-1}$ :

$$\hat{\beta} + \hat{\beta}' = 0,495$$

$$\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}') = 9,918 \times 10^{-3}$$

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = 2,836 \times 10^{-3}$$

$$t = 9,295$$

En este caso si contrastamos la significación individual del coeficiente del empleo desfasado en la submuestra de empresas con holgura financiera, podremos rechazar la hipótesis nula ( $t_{\infty}(95\%) = 1,96$ ).

**APÉNDICE III.3. DENOMINACIONES Y EQUIVALENCIAS SECTORIALES.**

Sector	Central de balances	EPA
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

**APÉNDICE III.4. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS**

- Muestra de empresas con holgura financiera (291 empresas)

Empleo Total, Trabajadores	Media 1988	Mínimo	Máximo
	484,4	12	19.757

	TASAS DE CRECIMIENTO 84-88
Salario real	15,4
Precio de las materias primas real	9,0
Stock de capital real	-31,7
Beneficio real	119,5
Salario alternativo real	27,0
CDE	-38,4
DBC	-9,1

- Muestra de empresas sin holgura financiera (191 empresas)

Empleo Total, Trabajadores	Media 1988	Mínimo	Máximo
	275,7	7	4.903

	TASAS DE CRECIMIENTO 84-88
Salario real	21,6
Precio de las materias prima real	13,3
Stock de capital real	-37,3
Beneficio real	160,0
Salario alternativo real	26,0
CDE	-32,7
DBC	-0,9

## **CAPÍTULO IV**

### **SITUACIÓN FINANCIERA Y NEGOCIACIÓN SALARIAL: UN ANÁLISIS EMPÍRICO BASADO EN LA POLÍTICA DE DIVIDENDOS**

---

## CAPÍTULO IV

### SITUACIÓN FINANCIERA Y NEGOCIACIÓN SALARIAL: UN ANÁLISIS EMPÍRICO BASADO EN LA POLÍTICA DE DIVIDENDOS

---

#### IV.1. INTRODUCCIÓN

Muchos trabajos en la literatura económica han estudiado la determinación de los salarios como el resultado de un proceso de negociación entre empresa y sindicatos. En este contexto, los trabajadores negociarán teniendo en cuenta su posibilidad de continuar empleados en el siguiente período, y la empresa en función de su beneficio, determinando el precio, la producción y el empleo a posteriori, según cuál sea el salario negociado. El salario de equilibrio será una combinación de factores específicos de la empresa y de factores externos.

Sin embargo, cuando se analizan los salarios no se puede olvidar que la situación financiera de la empresa puede afectar a sus decisiones de precios, empleo y producción. Las empresas con una mayor probabilidad de quiebra o una situación financiera más delicada tendrán que pagar una prima de riesgo mayor para obtener fondos externos, pudiendo incluso verse sometidas a restricciones en la obtención de financiación. Los mayores costes, o las restricciones, pueden suponer limitaciones en su actividad, lo cual puede ser importante en la negociación salarial al afectar a la probabilidad de despido de los trabajadores.

Ya en el trabajo de Nickell y Wadhvani (1990) se introduce la posibilidad de que la situación financiera de la empresa afecte al proceso de negociación salarial. Estos autores consideran que cuanto mayor sea la probabilidad de quiebra de la empresa menor será el salario negociado, ya que la probabilidad de despido de los trabajadores será mayor para cualquier salario. Con objeto de recoger este efecto y dado que la probabilidad de quiebra de la empresa será menor cuanto mayor sea su liquidez, introducen en la ecuación salarial variables que reflejan la situación

financiera de la empresa. Sin embargo, estos autores no introducen estos efectos explícitamente en el modelo teórico, sino que se limitan a introducirlos en la ecuación empírica que estiman.

Partiendo del trabajo de Nickell y Wadhvani (1990), el objetivo de este trabajo es, precisamente, introducir explícitamente en el modelo teórico de determinación salarial la posibilidad de que la situación financiera de la empresa afecte a sus decisiones de empleo y, por tanto, a la probabilidad de los trabajadores de conservar su puesto de trabajo.

Para conseguir este objetivo será importante ser capaces de distinguir de alguna forma las empresas con una situación financiera más desahogada, en las que es menos probable que surjan limitaciones en sus decisiones de empleo, de las empresas con una mayor probabilidad de quiebra. Para distinguir unas empresas de otras pueden emplearse criterios muy diversos. Algunos trabajos, como Fazzari et al. (1988), Gertler y Hubbard (1988), Bond y Meghir (1994) o, para el caso español, en el Capítulo III de esta Tesis y en Alonso (1994), han empleado la política de dividendos de las empresas como criterio para clasificar a las empresas de acuerdo con su probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras que condicionen su actividad. La idea es que una tasa de reparto de dividendos elevada reflejará una situación financiera desahogada ya que la empresa tiene suficientes recursos internos o, si tiene que endeudarse, consigue fondos externos más baratos por tener una menor probabilidad de quiebra.

Este criterio de separación de las empresas, además de ser sencillo, tiene la ventaja de que el reparto de dividendos es públicamente observable y que será observado por el sindicato, que así sabrá cuál es la situación financiera de la empresa y, por tanto, su posibilidad de despido, lo cual tendrá en cuenta al negociar el salario.

En resumen, empleando el reparto de dividendos como indicador de la salud financiera de la empresa, se tratará, en primer lugar, de plantear un modelo de negociación salarial en el que se considere que los trabajadores determinarán su probabilidad de continuar empleados en función de la situación financiera de la empresa. A continuación, se tratará de contrastar empíricamente, con datos de la economía española, las predicciones de dicho modelo teórico.

El análisis empírico se realiza empleando una muestra de 413 empresas procedente de la Central de Balances del Banco de España. Con objeto de analizar si la situación financiera de la empresa influye en su salario de equilibrio distinguiremos dos tipos de empresas a las que clasificaremos en función de su política de dividendos: empresas que reparten dividendos, que serán las que tienen más holgura financiera, y empresas que no reparten dividendos, que serán las que tienen menor holgura financiera. Una vez realizada la separación muestral, se estimarán ecuaciones salariales en las que se distinguen unas empresas de otras.

La estructura del capítulo es la siguiente: en el segundo apartado se tratará de analizar, como paso previo, cuáles son los determinantes de la política de distribución de beneficios de las empresas con lo que caracterizaremos a las empresas que reparten dividendos frente a las que no lo hacen; en el apartado tercero se presenta un modelo empírico de negociación salarial, en el que se tiene en cuenta que existen empresas con distintas situaciones financieras y que ello puede afectar a la probabilidad de despido de los trabajadores; en el cuarto apartado se presentan los resultados de la estimación del modelo empírico y, por último, en el quinto apartado se presentan las principales conclusiones.

## IV.2. DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN DE DIVIDENDOS

El punto de partida de nuestro análisis es tratar de saber qué es lo que determina que algunas empresas den dividendos y otras no. La respuesta a esta cuestión nos permitirá saber qué caracteriza a una empresa que reparte dividendos frente a otra que no lo hace.

Si nos remitimos a la literatura económica existente sobre la política de dividendos de las empresas, observamos que existen diferentes enfoques y que, en general, siempre ha existido una gran controversia. Tradicionalmente la economía financiera ha analizado la política de dividendos en el contexto de la influencia de las decisiones de inversión y financiación sobre el valor de mercado de la empresa, centrándose en si la política de dividendos es o no irrelevante. Es en este contexto en el que se enmarca el trabajo de Miller y Modigliani (1961) en el que sostienen que, en presencia de mercados de capitales perfectos, las decisiones óptimas de inversión son independientes de su forma de financiación y, por tanto, de la política de dividendos, que sería irrelevante. El corolario de esta proposición es que la política de dividendos es una decisión residual, ya que es indiferente distribuir beneficios o retenerlos posibilitando una ganancia futura de capital.

Aunque esta proposición de irrelevancia es generalmente aceptada, se ha ido desarrollando una corriente de estudios que tratan de analizar qué ocurre cuando no se cumple alguno de los supuestos de partida. La idea es que si se viola alguno de los supuestos la política de dividendos puede tener consecuencias económicas reales dejando, por tanto, de ser irrelevante.

Entre las imperfecciones del mercado de capital analizadas son especialmente relevantes los trabajos que basan la política de dividendos en la existencia de información asimétrica, que la dotaría de un contenido informativo beneficioso que puede superar al coste asociado al reparto de dividendos (Ross

(1977), Bhattacharya (1979)); los basados en la existencia de costes de agencia, que pueden verse reducidos con el reparto de dividendos (Rozeff (1982), Easterbrook (1984)) y, los que se basan en la existencia de asimetrías impositivas entre ganancias de capital y dividendos que incentivarían la retención de beneficios o que generarían clientelas diferenciadas.

Desde el punto de vista de los costes de agencia, el punto de partida es que los directivos no son agentes perfectos del resto de los participantes en la empresa. Este problema creará incentivos a diseñar mecanismos de control que hagan que los directivos actúen como mejores agentes. Los costes de estos mecanismos de control son los costes de agencia a los que se enfrentan los inversores. Estos costes de agencia serán menos importantes si la empresa tiene que recurrir al mercado de capital ya que se verá sometida a control externo. En este sentido el reparto de dividendos, al obligar a las empresas a recurrir al mercado de capital, reducirá los costes de agencia, aunque incrementará los costes asociados a la necesidad de financiación externa. Por tanto, la política de dividendos dejaría de ser una decisión residual y existiría una política de dividendos óptima que surgiría del "trade-off" entre los beneficios y los costes asociados al reparto de dividendos.

En un contexto de información asimétrica, se considera que los dividendos son una señal de la buena situación de la empresa por lo que proporcionarían a la empresa un beneficio que podría superar a los costes asociados al envío de dicha señal. Igual que en el caso de los costes de agencia, la política de dividendos sería el resultado del "trade-off" entre los beneficios y los costes que lleva asociados. Sin embargo, algunos autores (Easterbrook (1984)) descartan esta explicación basándose en que no está claro qué es exactamente lo que señalan los dividendos o por qué los dividendos son mejor señal que otros procedimientos que podrían ser más baratos.

Las teorías basadas en el efecto de los impuestos son bastante controvertidas. Aunque en principio el reparto de dividendos genera costes impositivos, algunos autores sostienen que pueden existir clientelas diferenciadas siendo para algunas beneficioso (o indiferente) el reparto de dividendos, desde un punto de vista impositivo, y para otras perjudicial<sup>34</sup>. Sin embargo, no quedaría claro por qué la mayoría de las empresas reparten dividendos si para la mayoría de los inversores es perjudicial o indiferente. Además algunos autores (Miller y Scholes (1982)) sostienen que incluso en presencia de impuestos la política de dividendos es irrelevante porque siempre el inversor podrá posponer los impuestos o transformar los dividendos en ganancias de capital. En cualquier caso, el aspecto impositivo dependerá de las leyes fiscales de cada país y de la situación particular de cada accionista, así en el caso concreto de España, el trabajo de Basarrate y Rubio (1989) aporta evidencia empírica de la existencia de un efecto clientela y, dada la legislación fiscal existente, de una preferencia por las ganancias de capital frente a los dividendos.

Los distintos trabajos sobre la política de dividendos parecen sugerir, por tanto, que la existencia de imperfecciones en los mercados de capital genera unos costes a las empresas (como los de agencia e información asimétrica) que se pueden reducir con el reparto de dividendos. Sin embargo, ese reparto de beneficios incrementará la necesidad de financiación externa de las empresas produciendo un incremento de costes. En estas condiciones la política de dividendos deja de ser una decisión residual y existirá una política de dividendos óptima que tenga en cuenta los beneficios y los costes asociados al reparto de dividendos.

La proporción de beneficios que las empresas reparten como dividendos, o ratio objetivo, será el resultado de un problema de optimización en el que se tiene

---

<sup>34</sup> La idea de la existencia de clientelas diferenciadas fue sugerida inicialmente por Miller y Modigliani (1961).

en cuenta que un aumento en el ratio de reparto disminuye ciertos costes pero incrementa los costes derivados de una mayor necesidad de financiación externa. El ratio objetivo será aquel para el que la suma de todos los costes a los que se enfrenta la empresa, los que aumentan con el reparto de dividendos y los que disminuyen, sea mínima.

Basándonos en lo visto hasta ahora vamos a tratar de analizar cómo determinan las empresas su ratio óptimo de reparto de dividendos.

Hemos visto, que algunos costes a los que se enfrenta una empresa disminuyen al aumentar el ratio de dividendos,  $D$ , y los representamos como  $f(D)$ , con lo que tendremos que:

$$f_D = \frac{\partial f(D)}{\partial D} < 0 \quad (\text{IV.1})$$

Por otro lado, cuando una empresa aumenta  $D$  se produce una mayor necesidad de fondos externos lo que generará un incremento en los costes de financiación externa a los que se enfrenta. Pero estos costes no sólo dependen de cuál sea el ratio de reparto de dividendos sino también de otras características de la empresa, lo que hará que, para un mismo  $D$ , los costes de financiación externa no siempre sean los mismos.

No todas las empresas consiguen financiación externa al mismo coste sino que dependerá del riesgo que suponga para los inversores que le proporcionan los fondos. En general, en las empresas con una mejor situación financiera o en las que la probabilidad de quiebra sea menor, la financiación externa resultará más barata y más fácil de obtener.

Por tanto, podemos suponer que los costes de financiación externa dependerán del ratio de reparto de dividendos, y de la probabilidad de quiebra de la empresa. Si representamos los costes de financiación externa como  $g(D, Q)$ , siendo  $Q$  la probabilidad de quiebra de la empresa, tendremos que<sup>35</sup>:

$$g_D = \frac{\partial g(D, Q)}{\partial D} > 0 ; g_Q = \frac{\partial g(D, Q)}{\partial Q} > 0 ; g_{DQ} = \frac{\partial^2 g(D, Q)}{\partial D \partial Q} > 0 \quad (\text{IV.2})$$

La derivada parcial cruzada ( $g_{DQ}$ ) podremos interpretarla como el efecto de un incremento en la probabilidad de quiebra sobre el coste marginal de financiación externa de los dividendos. La intuición económica sugiere que dicha derivada sea positiva, ya que parece razonable pensar que cuando aumenta la probabilidad de quiebra de una empresa el coste marginal de la financiación externa aumente. El coste, en términos de financiación externa, de aumentar en una unidad los dividendos será mayor cuanto mayor sea la probabilidad de quiebra de la empresa.

Las empresas se enfrentan a dos tipos de costes que se ven afectados por su política de reparto de beneficios. El ratio objetivo de reparto de dividendos,  $D^*$ , será aquél que minimice la suma de los costes totales, los que aumentan y los que disminuyen, y vendrá dado por la solución al siguiente problema:

---

<sup>35</sup> Por simplificar hacemos depender el coste de la financiación externa de la probabilidad de quiebra, pero en  $Q$  se trata de recoger todo aquello que incrementa el riesgo de la empresa, como una peor situación financiera o una menor disponibilidad de fondos internos.

$$\min_D z(D) = f(D) + g(D) \quad (\text{IV.3})$$

La condición de primer orden de dicho problema de optimización vendrá dada por:

$$\frac{\partial z(D)}{\partial D} = f_D + g_D = 0 \quad (\text{IV.4})$$

y la condición de segundo orden será:

$$\frac{\partial^2 z(D)}{\partial D^2} = f_{DD} + g_{DD} > 0 \quad (\text{IV.5})$$

El ratio objetivo  $D^*$  será aquél en el que la disminución en los costes asociada a un incremento de  $D$ , iguale al incremento que se produce en los costes de financiación externa, es decir, aquél para el que se igualen los costes marginales.

Si  $f_D$  es, en valor absoluto, menor que  $g_D$ , el ratio objetivo de dividendos será igual a cero, ya que cualquier incremento de  $D$  producirá un aumento de los costes totales  $z(D)$ . Sin embargo, cuando  $f_D$  es, en valor absoluto, mayor que  $g_D$ ,  $D^*$  será aquél en que se igualen ambos costes marginales, ya que mientras que un incremento de  $D$  suponga una disminución de los costes totales, la empresa seguirá aumentando su ratio de dividendos hasta llegar a  $D^*$ .

Dado que el coste de la financiación externa depende también de  $Q$ , vamos a analizar ahora cómo afecta un incremento en la probabilidad de quiebra al ratio de dividendos óptimo. Diferenciando (IV.4) tendremos:

$$f_{DD}dD + g_{DD}dD + g_{DQ}dQ = 0 \quad (\text{IV.6})$$

Reordenando (IV.6) obtenemos el efecto de un incremento en  $Q$  sobre el ratio de reparto óptimo:

$$\frac{dD}{dQ} = -\frac{g_{DQ}}{f_{DD} + g_{DD}} \quad (\text{IV.7})$$

Como el denominador de (IV.7) es positivo por la condición de segundo orden, el signo del efecto de una variación en la probabilidad de quiebra sobre el ratio de dividendos óptimo dependerá del signo de  $g_{DQ}$  que es positivo. Podemos concluir, a partir de (IV.7), que un aumento en la probabilidad de quiebra de una empresa disminuye su ratio objetivo de dividendos.

En base a los resultados obtenidos hasta ahora se pueden sacar algunas conclusiones importantes sobre las características de las empresas que dan o no dividendos. En primer lugar, las empresas que no dan dividendos son aquellas en las que el reparto de dividendos produce un incremento en los costes de la financiación externa que supera a la disminución de otros costes.

En segundo lugar hemos visto que en las empresas con mayor probabilidad de quiebra, el ratio óptimo de reparto de beneficios será menor. Además, como  $g_{DQ}$  es positivo, es decir, que un incremento en la probabilidad de quiebra produce un incremento en el coste marginal de financiación externa, será

más probable que los costes de dar dividendos superen a los beneficios cuando la probabilidad de quiebra sea mayor.

Uniendo estos resultados podemos concluir que cuando las empresas tienen menor probabilidad de quiebra, o una situación financiera más favorable, es más probable que repartan dividendos. Este resultado es importante ya que nos permite saber que si separamos a las empresas en función de su política de dividendos estaremos separando a las empresas con una menor probabilidad de quiebra y más saneadas financieramente, de las que se enfrentan a problemas en la obtención de financiación. Además, las empresas que no reparten dividendos, con mayores dificultades financieras, serán las que tienen mayor probabilidad de verse afectadas por factores financieros en su actividad, ya que obtienen fondos externos a un mayor coste pudiendo, incluso, sufrir restricciones financieras.

### IV.3. UN MODELO EMPÍRICO DE NEGOCIACIÓN SALARIAL

El modelo empírico empleado para contrastar si existen diferencias entre empresas en la determinación del salario en función su situación financiera, es una extensión del modelo de Nickell y Wadhvani (1990).

La idea es que la situación financiera de la empresa puede afectar a sus decisiones de empleo, precios o producción y, por tanto, a la probabilidad de los trabajadores de conservar su puesto de trabajo. Dado que en el proceso de negociación salarial la utilidad del sindicato depende de su probabilidad de supervivencia en la empresa, su comportamiento no será el mismo si sabe que la empresa tiene dificultades financieras que si sabe que tiene una situación financiera saneada. Por tanto, la determinación salarial no será la misma en todas las empresas, sino que dependerá de cuál sea su situación financiera.

En el apartado anterior hemos visto que la política de dividendos nos permite distinguir a las empresas en función de su situación financiera, así, por ejemplo, si una empresa no reparte dividendos será porque tiene dificultades financieras y, por tanto, una mayor probabilidad de verse limitada en sus decisiones reales por factores financieros. Dado que los dividendos son observados por los trabajadores, podemos suponer que el sindicato determinará su probabilidad de supervivencia en función de la política de dividendos de la empresa.

Sin embargo, cuando se negocia el salario del período  $t$ , el sindicato sólo conoce la política de dividendos de  $t-1$ , y será esta información la que determine su probabilidad de supervivencia y su comportamiento en el proceso de negociación salarial.

El modelo de partida es el de Nickell y Wadhvani (1990) en el que la empresa y el sindicato negocian el salario y la empresa determina, a posteriori, el

precio, la producción y el empleo, dado el salario. En este modelo introducimos la idea de que la probabilidad de supervivencia del sindicato dependa de la situación financiera de la empresa.

El proceso de negociación se modeliza mediante una optimización de Nash. El salario resultante de dicho proceso de negociación será el que maximiza el producto de la función objetivo del sindicato, elevada a un parámetro que representa su poder relativo en la negociación, y de la función objetivo de la empresa<sup>36</sup>. Por tanto, el problema consiste en maximizar:

$$\Omega_i = (V_i - V_i^*)^\beta (\Pi_i^e - \Pi_i^*) \quad (\text{IV.8})$$

donde la función objetivo del sindicato es su función de utilidad ( $V_i$ ), que depende del salario real de la empresa ( $W_i$ ), de la probabilidad de "supervivencia" o de seguir empleado en la empresa el siguiente período ( $S_i$ ) y de la renta real esperada del trabajador que perdiera su empleo en la empresa ( $A_i$ ), una vez descontada la utilidad en el caso de falta de acuerdo ( $V_i^*$ ). La función objetivo de la empresa son sus beneficios esperados ( $\pi_i^e$ ) menos el beneficio en caso de que no haya acuerdo ( $\pi_i^*$ ), suponiendo que la empresa representativa produce con tecnología Cobb-Douglas y se enfrenta a una curva de demanda de elasticidad constante. El poder relativo del sindicato en la negociación viene representado por el parámetro  $\beta$ .

Maximizando (IV.8), en logaritmos, respecto a  $W_i$  se obtiene el margen del salario sobre la renta alternativa:

---

<sup>36</sup> En el Apéndice IV.1 se presenta con detalle el comportamiento de la empresa, el del sindicato y el proceso de negociación.

$$\frac{W_i - A_i}{W_i} = \frac{1}{\epsilon_{SW} + \frac{\alpha \kappa}{\beta (1 - \alpha \kappa)}} \quad (\text{IV.9})$$

siendo  $\epsilon_{SW}$  la elasticidad absoluta de supervivencia respecto al salario,  $\kappa$  un indicador de la competencia en el mercado de producto y  $\alpha$  es la elasticidad del factor trabajo.

Dado que el margen salarial depende de la elasticidad de supervivencia respecto al salario vamos a analizar con más detalle la función de supervivencia del sindicato,  $S_i$ . Si suponemos que los trabajadores que forman parte del acuerdo salarial son los que había en la empresa en el período anterior,  $N_{i-1}$ , y que, una vez determinado el empleo por la empresa, los trabajadores internos tienen prioridad a la hora de ocupar los puestos, la función de supervivencia de un trabajador de la empresa  $i$ -ésima será:

$$S_i = \text{prob}(N_i > N_{i-1}) + \frac{E(N_i | N_i \leq N_{i-1})}{N_{i-1}} \text{prob}(N_i \leq N_{i-1}) \quad (\text{IV.10})$$

El empleo se puede expresar como  $N_i = \varphi_i Z_i$ , siendo  $Z_i$  el empleo resultante de la maximización del beneficio y  $\varphi_i$  una variable aleatoria que recoge todo aquello que afecta a la empresa haciendo que el empleo que finalmente determine sea superior o inferior al que maximiza su beneficio, como por ejemplo el hecho de que la empresa sufra restricciones financieras que hagan que su empleo tenga que ser menor<sup>37</sup>. Podremos, por tanto, escribir (IV.10) como:

---

<sup>37</sup> Ver Apéndice IV.1 para más detalles.

$$S_i = \text{prob}\left(\varphi_i > \frac{N_{i-1}}{Z_i}\right) + \frac{Z_i}{N_{i-1}} \text{prob}\left(\varphi_i \leq \frac{N_{i-1}}{Z_i}\right) E\left(\varphi_i \mid \varphi_i \leq \frac{N_{i-1}}{Z_i}\right) = S_i\left(\frac{N_{i-1}}{Z_i}\right) = S_i(x_i)$$

que depende de  $x_i$ , es decir, de cuál sea el número de trabajadores internos en relación al empleo que se obtendría de la maximización del beneficio.

Sin embargo la probabilidad de supervivencia de los trabajadores no será la misma en todas las empresas, sino que dependerá de la situación financiera de la empresa en la medida en que puede imponer limitaciones en su actividad. Por tanto, el sindicato determinará su probabilidad de supervivencia teniendo en cuenta que la situación financiera de la empresa, que conocerá a través de la política de dividendos, será un factor determinante de la misma.

Cuando las empresas no reparten dividendos es porque están menos saneadas financieramente y, por tanto, es más probable que se vean restringidas en su actividad por cuestiones financieras. El sindicato, que determinará su probabilidad de supervivencia empleando esta información, esperará que el empleo sea menor que el de maximización de beneficio, por lo que el valor esperado de  $\varphi_i$  será menor que la unidad. Sin embargo, cuando una empresa reparte dividendos, el sindicato esperará que  $\varphi_i$  sea mayor o igual que la unidad.

Por tanto, tendremos que  $\varphi_i$  será una variable aleatoria cuya esperanza dependerá de cuál sea la política de dividendos. Cuando una empresa reparte dividendos  $\varphi_i$  es una variable aleatoria con una media mayor o igual que la unidad y cuando no los reparte su esperanza será menor que uno.

Con objeto de simplificar el análisis vamos a centrarnos en el caso en que  $\varphi_i$  es una variable aleatoria que sigue una distribución uniforme. En las empresas que reparten dividendos estará distribuida uniformemente entre 1 y 1,1, mientras que en

las que no los dan,  $\varphi_i$  se distribuye uniformemente entre 0,9 y 1. En este caso la función de supervivencia del sindicato de una empresa que reparte dividendos será distinta del de una empresa que no lo hace (ver Apéndice IV.2).

En el Gráfico IV.1 se representan las funciones de supervivencia de los trabajadores de una empresa que reparte dividendos y de una empresa que no los reparte, para el caso de una distribución uniforme. Se presentan los valores de la supervivencia para distintos valores de  $x_i$ , observándose que para ambos tipos de empresas disminuye la supervivencia al incrementarse la proporción de trabajadores internos respecto al empleo de maximización de beneficio. Sin embargo, en las empresas que reparten dividendos la supervivencia es siempre mayor o igual que en las que no lo hacen para cualquier valor de  $x_i$ . Cuando la empresa tiene una mayor probabilidad de sufrir restricciones financieras que condicionen su demanda de empleo, el sindicato negociará el salario en base a una menor probabilidad de supervivencia.

Como la función de supervivencia depende de  $x_i$ , podremos escribir la elasticidad de supervivencia respecto al salario como  $\varepsilon_{SW} = \varepsilon_{SN}\varepsilon_{NW}$ , donde  $\varepsilon_{SN}$  es la elasticidad absoluta de supervivencia respecto a  $x_i$  y  $\varepsilon_{NW}$  la elasticidad del empleo respecto al salario que será igual a  $1/(1-\alpha\kappa)$ . Sustituyendo estas relaciones en (IV.9) obtendremos la siguiente expresión del margen salarial:

$$\frac{W_i - A_i}{W_i} = \frac{1 - \alpha \kappa}{\varepsilon_{SN} + \frac{\alpha \kappa}{\beta}} \quad (\text{IV.11})$$

Analizando la estática comparativa de la ecuación (IV.11) vemos que el margen del salario sobre la opción exterior será mayor cuanto mayor sea el poder del sindicato ( $\beta$ ), cuanto menor sea la competencia en el mercado de producto ( $\kappa$ ),

cuanto menos intensiva en trabajo sea la empresa ( $\alpha$ ) y cuanto menor sea la elasticidad de supervivencia respecto a  $x_i$ .

Como acabamos de ver, el margen salarial dependerá de la elasticidad de supervivencia respecto a  $x_i$ , y dado que hemos visto que la supervivencia no es igual para todas las empresas, tampoco lo será dicha elasticidad ni, por tanto, el margen. De hecho  $\epsilon_{SN}$  será función de  $x_i$ , y dependerá de si la empresa reparte o no dividendos (ver Apéndice IV.2).

El Gráfico IV.2 representa la elasticidad de supervivencia para los dos tipos de empresas, las que dan y las que no dan dividendos, para nuestro ejemplo de distribución uniforme. En ambos casos, la elasticidad de supervivencia aumenta al aumentar  $x_i$ , aunque la elasticidad de supervivencia será mayor para las empresas que no dan dividendos para cualquier valor de  $x_i$ . Es decir, las variaciones porcentuales en la supervivencia ante variaciones porcentuales de  $x_i$  son mayores cuando la empresa puede sufrir restricciones financieras y se espera que el empleo disminuya.

Por tanto, el margen salarial sobre la opción exterior será mayor en las empresas que dan dividendos, es decir, cuando se espera que el empleo se mantenga o aumente, por tener la empresa menor probabilidad de enfrentarse a dificultades financieras.

Volviendo a la ecuación (IV.11) del margen salarial, y expresando la elasticidad de supervivencia en función de  $x_i$ , podemos examinar la influencia de todas las variables relevantes en los salarios de la empresa, diferenciando ambos lados de la ecuación. Teniendo en cuenta que las letras minúsculas representan logaritmos, tendremos:

$$w_i = c_0 + \lambda_i [p_i^e + (1 - \alpha)(k_i - n_{i-1})] + (1 - \lambda_i)[w_e - c_1 u + c_2 b] + c_3 \beta \quad (\text{IV.12})$$

Como puede verse en la ecuación (IV.12), los salarios son una suma ponderada de los factores específicos de la empresa o factores "internos" y de los factores "externos", como  $w_e$ ,  $u$  y  $b$ . El poder del sindicato,  $\beta$ , genera un término adicional. Por tanto, el parámetro  $\lambda_i$  puede denominarse el peso de los factores internos y se puede expresar como:

$$\lambda_i = \frac{\frac{(1 - \alpha \kappa) x \epsilon'_{SN}}{(\epsilon_{SN} + \alpha \kappa / \beta)^2}}{\frac{A_i}{W_i} + \frac{(1 - \alpha \kappa) x \epsilon'_{SN}}{(\epsilon_{SN} + \alpha \kappa / \beta)^2}} \quad (IV.13)$$

Si examinamos la ecuación (IV.13), observamos que el peso de los factores internos será creciente con el poder del sindicato,  $\beta$ , y decreciente con la competencia en el mercado de producto,  $\kappa$ . Pero, además se observa que dependerá de la elasticidad de supervivencia,  $\epsilon_{SN}$ , de su derivada respecto de  $x$ ,  $\epsilon'_{SN}$ , y del cociente  $A_i/W_i$  que, como puede verse en la ecuación (IV.11), también es función de la elasticidad de supervivencia.

Como la función de supervivencia no será la misma en todas las empresas, sino que dependerá de su política de dividendos, tendremos distintos valores del peso de los factores internos para un grupo de empresas que para las otras (ver en Apéndice IV.2 la elasticidad de supervivencia y su derivada para cada tipo de empresa). Por tanto, si comparamos dos empresas con los mismos valores de los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\kappa$  y  $x$ , el valor del peso de los factores internos dependerá de cuál sea su política de dividendos.

En el Gráfico IV.3 se presentan los posibles valores de  $\lambda_i$  para los dos tipos de empresas, dando valores al resto de los parámetros ( $\alpha\kappa=0,5$  y  $\beta=0,18$ ). Los valores han sido escogidos teniendo en cuenta que  $\alpha\kappa$ , que es la participación del trabajo en la renta nacional, tomaba aproximadamente ese valor en España en los años considerados y, el valor de  $\beta$ , se obtiene a partir de la ecuación del margen salarial dando a  $\alpha\kappa$  el valor 0,5 y al resto de las variables los valores de Layard et al. (1991). En cualquier caso, los principales resultados se mantienen con independencia del valor que tomen estos parámetros.

Se observa que, el peso de los factores internos es mayor para las empresas que reparten dividendos para cualquier valor de  $x_i$ . En las empresas con una situación financiera mejor, en las que es poco probable que se enfrenten a restricciones financieras, el peso de los factores específicos de la empresa en el salario será mayor. Aunque el valor concreto que tome  $\lambda_i$  sí que depende del valor que hallamos dado a los parámetros  $\alpha$ ,  $\kappa$  y  $\beta$ , la relación entre el peso de los factores internos de los dos tipos de empresas sí que se mantiene. En conclusión, en las empresas que reparten dividendos los factores específicos de la empresa tendrán un mayor peso en la determinación del salario de equilibrio.

Aunque la ecuación (IV.12) está basada en un modelo de negociación estático, se puede pensar que exista algún tipo de inercia en la determinación salarial, bien por la existencia de contratos de largo plazo, o bien porque los sindicatos se preocupen no sólo del nivel de los salarios sino también de sus variaciones. Añadiendo dinámica tendremos el modelo empírico que se empleará para realizar las estimaciones:

$$w_{it} = b_0 + b_1 w_{it-1} + b_2 (p+y-n)_{it} + b_3 \Delta n_{it} + b_4 w_{e_t} + b_5 u_t + b_6 b_t + b_7 \beta + b_i + u_{it} \quad (\text{IV.14})$$

donde  $i=1 \dots N$ ,  $t=1 \dots T$  y, por tanto, el subíndice  $it$  se refiere a la empresa  $i$  en el período  $t$ ;  $b_i$  es un efecto fijo específico de empresa invariante en el tiempo y suponemos que  $u_{it}$  es una perturbación aleatoria que se distribuye i.i.d.  $(0, \sigma_u^2)$ .

Empleando como punto de partida la ecuación (IV.14) se realizarán estimaciones de la ecuación salarial para ambos grupos de empresas con objeto de contrastar empíricamente si existen diferencias entre ellas.

#### IV.4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

A continuación se presentan los principales resultados de la estimación del modelo empírico de determinación de salarios, empleando la muestra de 413 empresas privadas industriales no energéticas provenientes de la Central de Balances del Banco de España.

Las estimaciones se realizan empleando técnicas de datos de panel. Con objeto de eliminar la presencia de efectos fijos individuales se transforma el modelo en primeras diferencias, asegurando de esta forma la consistencia de las estimaciones aunque exista correlación entre los regresores y el efecto específico de empresa.

Incluso después de esta transformación de primeras diferencias, las estimaciones realizadas por mínimos cuadrados ordinarios sólo serán consistentes si todos los regresores son exógenos. En caso de que no lo sean habrá que estimar por algún método de variables instrumentales.

En nuestro modelo la presencia de regresores que no son exógenos, como por ejemplo el salario desfasado, nos obliga a estimar por un método de variables instrumentales. Se realizan las estimaciones por el Método Generalizado de Momentos (Arellano y Bond (1988), (1991)), en el que el conjunto de instrumentos válidos depende de los supuestos que hagamos sobre la exogeneidad de los regresores y sobre la autocorrelación de las perturbaciones. En los diferentes modelos estimados se tratan como endógenas las variables  $w_{it-1}$ ,  $(p+y-n)_{it}$  y  $\Delta n_{it}$ , empleándose como instrumentos todos sus desfases desde  $t-2$ .

Con objeto de contrastar si existen diferencias en la determinación de salarios en función de la política de dividendos, se estimó el modelo con todas las observaciones y empleando para su clasificación una variable ficticia que se interacciona con todos los regresores. Dado que la información de la que dispone el

sindicato cuando negocia el salario, es la política de dividendos del período anterior, éste es el criterio empleado para definir la variable ficticia<sup>38</sup>.

El procedimiento empleado consiste en crear una variable ficticia,  $d_{it}$ , que toma el valor 0 cuando la empresa no reparte dividendos en el año t-1 y el valor 1 cuando sí los reparte, y estimar el siguiente modelo:

$$w_{it} = \beta X_{it} + d_{it}(\beta' X_{it}) + u_{it}$$

Este modelo establece que para las observaciones de dividendos positivos, es decir, cuando  $d_{it}=1$ :

$$w_{it} = (\beta + \beta')X_{it} + u_{it}$$

y para las empresas cuando no reparten dividendos ( $d_{it}=0$ ):

$$w_{it} = \beta X_{it} + u_{it}$$

Por tanto,  $\beta'$  representa el incremento en los coeficientes en el grupo de empresas que reparten dividendos frente al otro grupo. De esta forma, podemos

---

<sup>38</sup> En cualquier caso, dada la gran inercia existente en el reparto de dividendos, no debería haber grandes diferencias entre hacer la clasificación en función del período t o del t-1. De hecho, las estimaciones que se presentan en las Tablas IV.1 y IV.2 se hicieron también separando la muestra en función de la política de dividendos en t y los resultados no variaban respecto a los que se presentan.

contrastar la existencia de diferencias en los coeficientes estimados para cada submuestra mediante un sencillo contraste de significación de  $\beta'$ .

En cuanto a los instrumentos empleados en la estimación del modelo es importante destacar que además de los mencionados anteriormente, habrá que instrumentar todas las interacciones con la variable ficticia. Esto es debido a que la separación muestral efectuada depende de la evolución de los dividendos a lo largo del período muestral, por lo que no será exógena.

En la Tabla IV.1 se presentan las estimaciones del modelo de determinación salarial, incluyendo variables ficticias que nos permiten separar el efecto de las empresas que dan dividendos del de las que no los dan. En las columnas (II) y (III) se ha impuesto, tras hacer el correspondiente contraste, la restricción de homogeneidad en los factores internos y externos<sup>39</sup>.

Si nos centramos en la columna (II), una vez impuesta la restricción, se observa que existen diferencias significativas entre los dos grupos de empresas en la determinación de los salarios.

En primer lugar, se observa que el efecto del salario desfasado es significativamente mayor en las empresas que no reparten dividendos que en las que sí lo hacen (0,203 frente a 0,156). Es decir, los salarios son más rígidos en las empresas con peor situación financiera, en las que el sindicato espera que la empresa

---

<sup>39</sup> En la columna (I) se ha realizado el contraste de homogeneidad de los factores internos y externos tanto para las empresas que dan dividendos como para las que no los dan. El valor de los correspondientes estadísticos es  $t = -0,1125$ , para las empresas que no dan dividendos, y  $t = -0,039$ , para las que reparten dividendos. En ninguno de los dos casos se puede rechazar la hipótesis nula de homogeneidad, por lo que en las demás columnas se impone.

pueda enfrentarse a restricciones financieras que limiten el empleo y disminuyan su probabilidad de supervivencia.

Sin embargo, el efecto de la productividad es mayor para el grupo de empresas que reparten dividendos (0,151 frente a 0,074), siendo las diferencias entre ambos grupos significativas.

Por tanto, en las empresas que no reparten dividendos los salarios son más rígidos y responden menos a los factores específicos de la empresa, lo cual haría que hubiera más presión sobre el empleo en los momentos malos.

El efecto de las variaciones en el empleo es negativo (-0,321) y no son significativas las diferencias entre ambos tipos de empresas. Este signo negativo no coincide con lo que se esperaría en este tipo de modelos, en los que la variación en el empleo recoge el poder directo del sindicato, la histéresis, y debería tener un efecto positivo.

El efecto histéresis surge del supuesto de que, en la negociación, al sindicato sólo le preocupa el bienestar de los trabajadores existentes, por lo que en la práctica, si adoptamos un supuesto menos rígido, el efecto del término de histéresis podría ser menor de lo que indica el modelo teórico. Por otro lado, este resultado coincide con el del trabajo de Dolado y Bentolila (1992) realizado con la misma base de datos, aunque estos autores obtienen un efecto positivo de la variación en el empleo cuando sólo se refiere a los trabajadores fijos, lo cual lo interpretan como que podría estar reflejando que éstos son los trabajadores relevantes en la negociación.

Por lo que se refiere a las variables que no son específicas de la empresa, se observa que el efecto del salario externo es mayor en las empresas que no dan dividendos (0,723 frente a 0,694), aunque en ambos casos el efecto es bastante

elevado. Este resultado confirma, aún más, la mayor rigidez de los salarios en el grupo de empresas que no reparten dividendos.

En cuanto al efecto de las otras dos variables externas, observamos que el desempleo no es significativo en ninguno de los dos casos, mientras que el coeficiente de  $b_u$ , la tasa de sustitución de las prestaciones, sólo es significativo al 83% de confianza e igual a 0,379, para las empresas que reparten dividendos.

Por lo que se refiere al efecto de estos factores externos es importante destacar que, como sólo se dispone de tres grados de libertad, podríamos esperar que el efecto de las variables agregadas no esté bien determinado.

A partir de las estimaciones presentadas en la columna (II), se obtiene que en las empresas que no dan dividendos  $\lambda_i = 0,0932$ , mientras que en las empresas que sí los dan el peso de los factores internos es igual a 0,179<sup>40</sup>. Por tanto, los resultados de la estimación del modelo empírico apoyan la hipótesis de que el peso de los factores internos en el salario resultante de la negociación es mayor en las empresas que dan dividendos.

El valor estimado de  $\lambda_i$  para las empresas que dan dividendos está en la línea, aunque es algo mayor, del que se obtiene en otros trabajos realizados con datos de la economía española, británica o alemana, aunque en todos estos trabajos el valor se estima para el total de empresas sin hacer distinciones por la política de dividendos.

---

<sup>40</sup> Se contrastó la hipótesis nula de  $\lambda_i = 0$ , rechazándose en ambos casos. (Dividendos > 0:  $t = 3,041$ ; Dividendos = 0:  $t = 1,822$ )

Así, por ejemplo, con datos españoles, tanto en Dolado y Bentolila (1992) como en Andrés y García (1991), se obtiene que es igual a 0,10; en Nickell y Wadhvani (1990) se obtienen valores entre 0,11 y 0,17 con datos de la economía británica, algo más próximos al nuestro, y, en Holmlund y Zetterberg (1989), con datos alemanes, la estimación es 0,10. Parece por tanto, que la estimación obtenida por estos autores es un valor intermedio entre las de los dos tipos de empresas obtenidos en nuestro trabajo.

Sin embargo, en las empresas que no reparten dividendos, el valor es muy bajo y está más alejado del obtenido en otros países europeos, con la excepción de los países escandinavos en los que también es próximo a cero pero cuyo resultado parece deberse a la existencia de una negociación altamente centralizada, lo cual no es el caso de España (ver Jimeno (1992)).

Podemos concluir que nuestros resultados están en consonancia con los obtenidos por otros autores para España y otras economías de nuestro entorno, y que las diferencias se deben a que, al no hacerse en otros trabajos la distinción entre los dos tipos de empresas, obtienen un valor intermedio que no recoge los dos extremos.

En la columna (III) se presentan los resultados del modelo de la columna (II) tras haber eliminado algunas variables no significativas como la interacción de la variable ficticia con la variación en el empleo y la tasa de sustitución de las prestaciones en las empresas que no dan dividendos.

Como puede observarse, los resultados apenas varían de los de la columna (II), con la excepción del efecto de la tasa de paro. En las empresas que no reparten dividendos el efecto del paro es positivo aunque muy pequeño (0,087), y en las

empresas que sí los dan es igual a  $-0,003$ , siendo la diferencia entre ambas submuestras significativa al 90 por ciento de confianza<sup>41</sup>.

Con los resultados de esta columna de nuevo obtenemos un mayor peso de los factores internos en las empresas que dan dividendos ( $0,158$  frente a  $0,071$ ) aunque ambos valores disminuyen. En este caso, la hipótesis de que el peso de los factores es cero en las empresas que no dan dividendos sólo se rechaza al 81% de confianza ( $t=1,324$ ).

Por tanto, cuando el sindicato observa que la empresa reparte dividendos el salario de equilibrio es una combinación de factores específicos de la empresa y de factores externos, mientras que en las empresas que no reparten dividendos el salario se determina fundamentalmente en base a factores externos.

En algunos trabajos empíricos de determinación de salarios, como los de Nickell y Wadhvani (1990) y Dolado y Bentolila (1992), se intenta contrastar si la salud financiera de la empresa afecta al proceso de negociación salarial, para lo que se incluyen entre el conjunto de regresores variables que reflejan la liquidez de la empresa. En nuestro caso, esta idea se recoge con la separación muestral que se realiza, por lo que si incluyéramos en la ecuación variables financieras no deberían ser significativas. Estamos suponiendo que cuando el sindicato observa la política de dividendos sabe cuál es la situación financiera de la empresa y esta información la tiene en cuenta en la negociación. Es decir, estamos teniendo en cuenta que en las empresas con una determinada situación financiera el salario de equilibrio será de una determinada forma.

---

<sup>41</sup> Si para las empresas que dan dividendos hacemos un contraste de significación individual obtenemos un estadístico  $t=0,072$ , por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula.

Una forma de contrastar si con nuestra separación muestral estamos separando realmente a las empresas en función de su situación financiera, es estimar el modelo incluyendo variables que recojan la situación financiera de las empresas. Si la separación muestral es adecuada, estas variables no deberían ser significativas.

Con este objeto, se estimó la ecuación salarial incluyendo como regresores el beneficio por empleado (bemp), el coeficiente de endeudamiento (CDE), la proporción de recursos a medio y largo plazo (DML), la proporción de deuda con entidades de crédito (DBC) y el coste medio de los recursos ajenos (CRA). Los resultados de este modelo, imponiendo la restricción de homogeneidad de los factores internos y externos, aparecen en la Tabla IV.2.

Como se puede observar, las variables financieras no son significativas para ninguno de los dos tipos de empresas. Solamente se observa un efecto negativo, escasamente significativo (al 79% de confianza), y común a los dos tipos de empresas de la proporción de deuda a medio y largo plazo (DML). En cuanto al beneficio por empleado (bemp), tiene un efecto positivo, igual a 0,258, y significativo al 92% de confianza, mientras que su interacción con la variable ficticia no es significativa. Esto implicaría que el salario será mayor cuanto mayor sea el beneficio por empleado, con independencia de si las empresas han repartido o no dividendos. Esta variable trata de recoger el poder relativo del sindicato, por lo que el salario será mayor cuanto mayor sea el poder del sindicato en la negociación.

Con la introducción de estos regresores apenas varían los efectos del resto de las variables, manteniéndose los principales resultados comentados anteriormente. También la estimación de  $\lambda_i$  sigue siendo mayor en las empresas que reparten dividendos (0,136 frente a 0,094) aunque las diferencias son menores debido a la disminución del peso de los factores internos en las empresas que reparten dividendos.

Como ya hemos dicho, la no significatividad de las variables financieras apoya la validez de la separación muestral realizada. Sin embargo, este resultado podría deberse a que con nuestra muestra estas variables no son significativas ni siquiera si estimamos sin distinguir a las empresas. En la Tabla IV.3 se puede ver que esto no es así.

En dicha tabla se presentan los resultados de la estimación de la ecuación salarial para el total de la empresas incluyendo variables financieras, imponiendo la restricción de homogeneidad de los factores internos y externos y eliminando variables que no eran significativas. Se observa que la proporción de deuda a medio y largo plazo (DML) y la proporción de deuda con entidades de crédito (DBC) son claramente significativas y tienen un efecto negativo. El coste de los recursos ajenos (CRA) es significativo al 80% y tiene signo positivo que, dado que dicha variable refleja el coste medio de la financiación externa y no el coste marginal, puede explicarse porque las empresas con mejor situación financiera se hayan endeudado más y, por tanto, tengan que hacer frente a un mayor coste.

En resumen, los resultados de las Tablas IV.2 y IV.3, confirman la validez de la separación muestral realizada, en el sentido de que con la política de dividendos estamos recogiendo la situación financiera de la empresa. La separación de las empresas, en vez de la inclusión de variables financieras, tiene la ventaja de que nos permite observar las diferencias, ya comentadas, en el modelo de determinación del salario (en el peso de los factores internos, en el salario desfasado, en la productividad, etc).

#### IV.5. CONCLUSIONES

El propósito de este trabajo ha sido analizar si la situación financiera de la empresa es un factor determinante en el proceso de negociación salarial. Las empresas con una situación financiera delicada pueden enfrentarse a restricciones en su actividad que afectarían a la probabilidad de supervivencia del sindicato y, por tanto, al proceso de negociación.

El análisis se ha realizado empleando una muestra de 413 empresas industriales procedentes de la Central de Balances del Banco de España. Para distinguir a las empresas según su situación financiera se ha empleado la política de dividendos, ya que ésta nos permite saber el grado de holgura financiera de la empresa.

Los resultados obtenidos de la estimación de una ecuación de salario, en la que se distingue a las empresas en base a su política de dividendos, muestran que la situación financiera de la empresa influye en la determinación del salario.

En las empresas con una peor situación financiera, en las que es más probable que sufran limitaciones en sus decisiones reales, se observa una mayor *rigidez salarial*, existiendo una *mayor dependencia del salario desfasado* y una *menor sensibilidad a la productividad de la empresa*. Esta mayor rigidez salarial hará que en los momentos malos el empleo se vea más afectado.

El efecto histéresis, recogido a través de la variación en el empleo, es igual en ambos tipos de empresas y no tiene el signo positivo esperado en este tipo de modelos. Parece que en nuestro caso no aparece el efecto histéresis debido a que los trabajadores sólo tienen en cuenta en la negociación el bienestar de los trabajadores existentes, y que este resultado es independiente de la situación financiera de la empresa.

También en el efecto de los factores externos se observan diferencias entre ambos tipos de empresas. El efecto del salario medio exterior es mayor en las empresas que no reparten dividendos, resultado que confirma aún más su mayor rigidez salarial. La situación del mercado de trabajo recogida a través del desempleo agregado no afecta a las empresas con mejor situación financiera y en las otras tiene un ligero efecto positivo. Sin embargo, la tasa de sustitución de las prestaciones sólo tiene efecto en las empresas que reparten dividendos.

A partir de estos resultados se puede concluir que mientras que en las empresas con una mejor situación financiera el salario de equilibrio es una combinación de factores específicos de la empresa y de factores externos, en las empresas con una situación financiera delicada el peso de los factores internos es prácticamente nulo.

Con objeto de comparar nuestros resultados con los de otros trabajos que para recoger el efecto de la situación financiera en la negociación salarial incluyen variables financieras en el modelo pero no separan a las empresas, se introdujeron en la estimación una serie de variables que reflejaban la situación financiera de la empresa. Además de esta forma se contrasta la validez de la separación muestral efectuada, es decir, si la política de dividendos sirve como indicador de la probabilidad de la empresa de enfrentarse a restricciones financieras que limiten su actividad.

Las variables financieras no resultaron significativas para ninguno de los dos tipos de empresas, confirmando así que este efecto ya había sido recogido al separar la muestra en función de la política de dividendos. También se estimó el modelo con variables financieras sin separar a las empresas por su política de dividendos y, en ese caso, sí que resultaron significativas. Estos resultados valida la

política de dividendos como el criterio que determina el comportamiento del sindicato en la negociación salarial.

La ventaja de la separación de las empresas frente a la simple inclusión de variables financieras es que nos permite contrastar la existencia de diferencias, en el modelo de determinación salarial, entre las empresas con mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras y las más saneadas financieramente.

Podemos concluir, por tanto, que la negociación salarial se ve afectada por la situación financiera de la empresa en la medida en que ésta afecta a la probabilidad de supervivencia del sindicato y que el modelo de determinación salarial dependerá de la salud financiera de la empresa, por lo que es importante abandonar el supuesto de empresa representativa y separar a las empresas en función de algún criterio, como la política de dividendos, que refleje su holgura financiera.

**GRÁFICO IV.1**

**SUPERVIVENCIA**

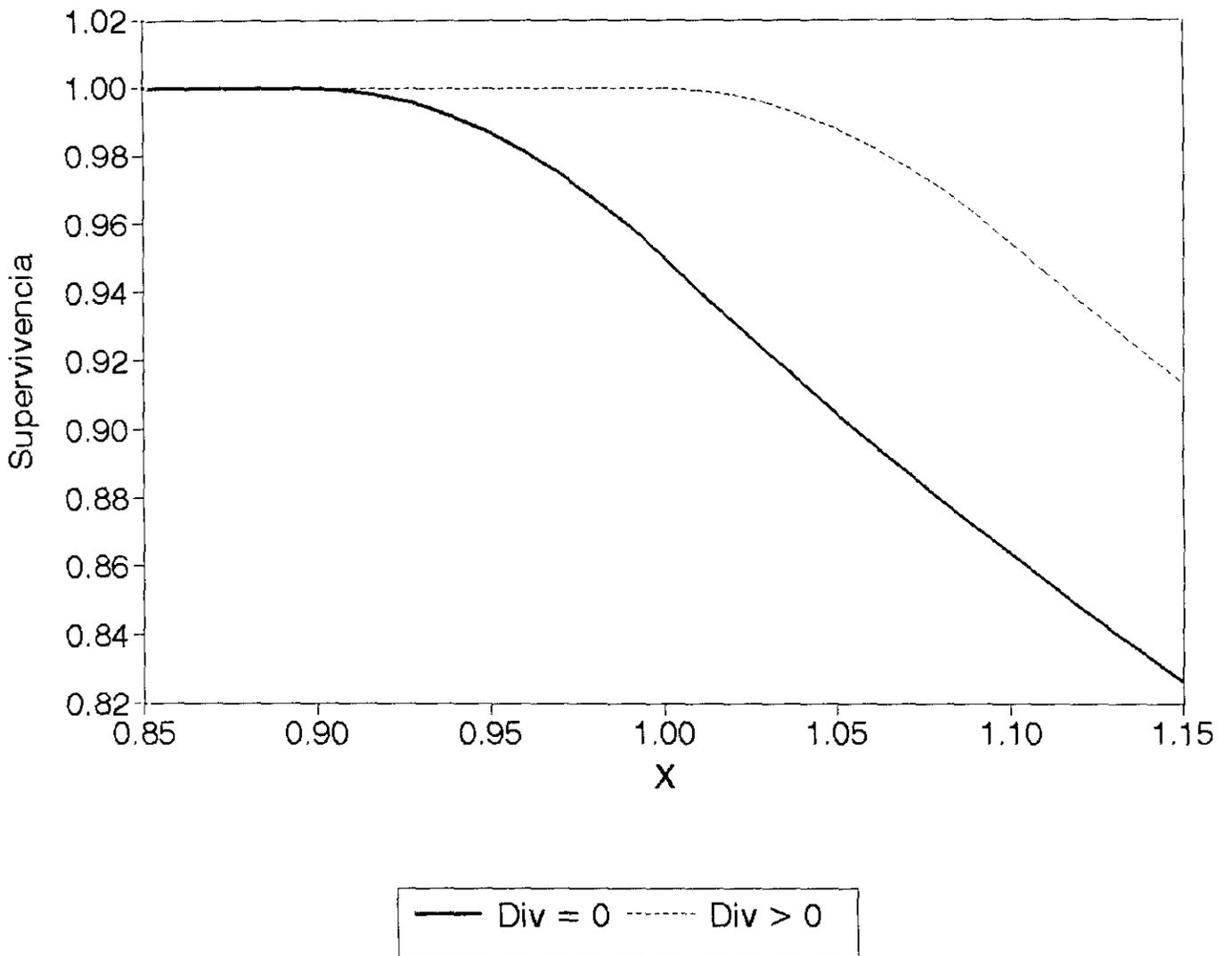
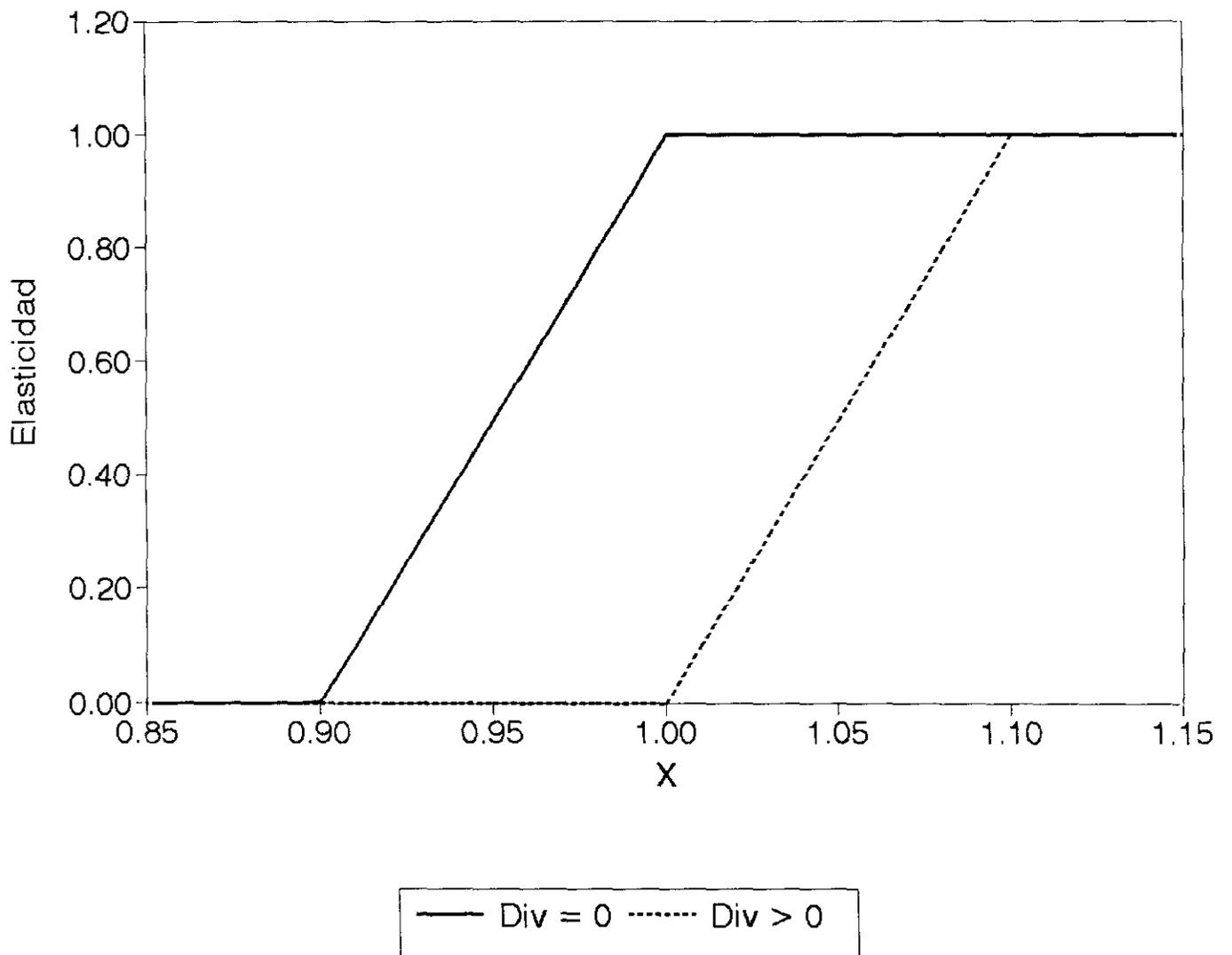


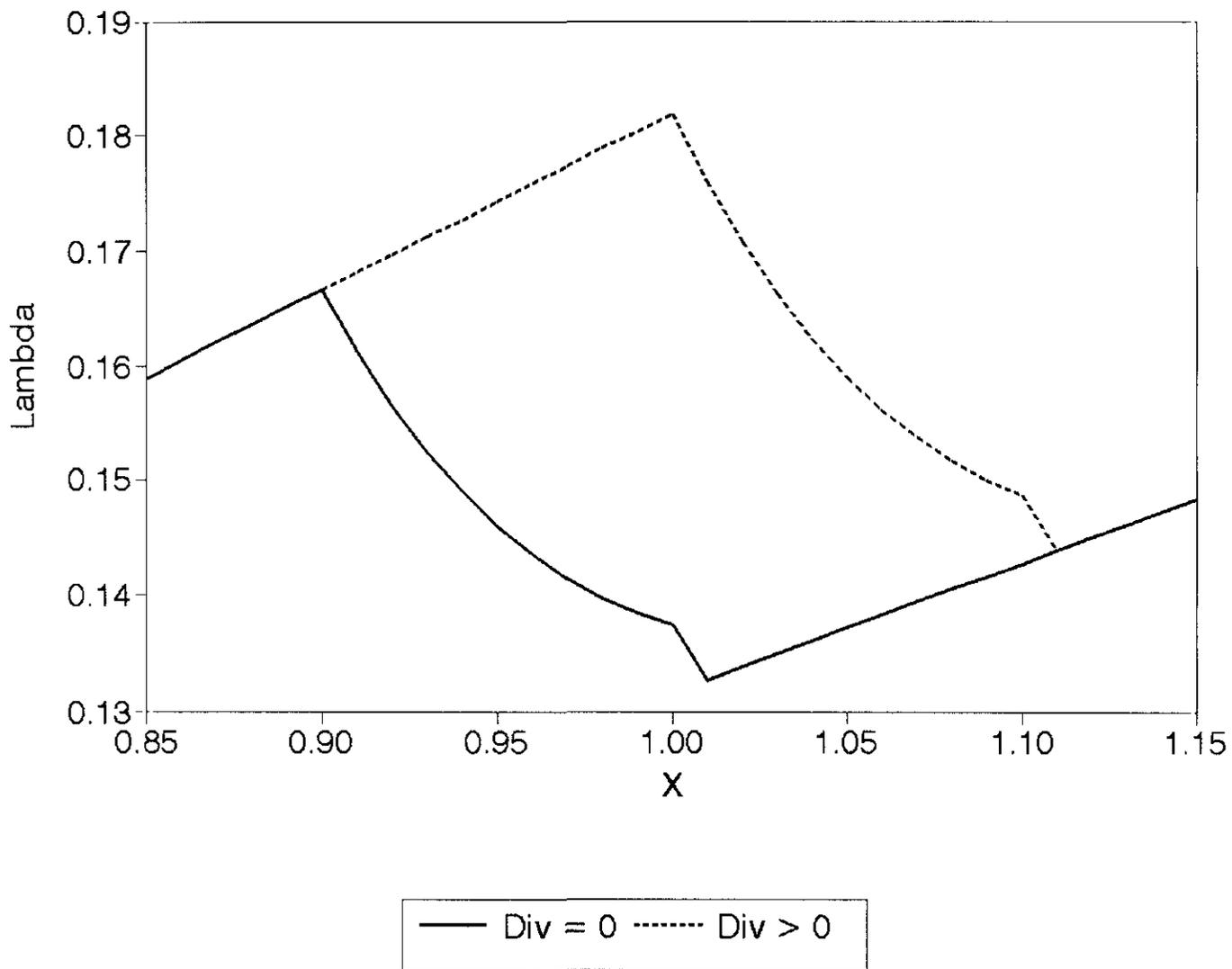
GRÁFICO IV.2

**ELASTICIDAD DE SUPERVIVENCIA**



**GRÁFICO IV.3**

**LAMBDA ( $\lambda$ )**  
**( $\alpha\kappa=0,5$ ;  $\beta=0,18$ )**



**TABLA IV.1**

	(I)	(II)	(III)
$w_{it-1}$	0,218 (2,640)	0,203 (3,982)	0,236 (4,377)
$(p+y-n)_{it}$	0,068 (1,554)	0,074 (1,822)	0,054 (1,324)
$\Delta n_{it}$	-0,275 (3,446)	-0,321 (4,361)	-0,338 (4,716)
$w_{et}$	0,699 (9,321)	0,723 (12,506)	0,709 (12,087)
$b_t$	0,219 (0,970)	0,182 (0,839)	---
$u_t$	0,048 (0,635)	0,062 (1,003)	0,087 (2,140)
$d_{it} * w_{it-1}$	-0,045 (0,612)	-0,047 (2,127)	-0,043 (1,918)
$d_{it} * (p+y-n)_{it}$	0,083 (2,433)	0,077 (2,471)	0,073 (2,265)
$d_{it} * \Delta n_{it}$	0,068 (0,571)	0,118 (1,029)	---
$d_{it} * w_{et}$	-0,029 (1,354)	-0,029 (2,305)	-0,030 (2,241)
$d_{it} * b_t$	0,302 (1,091)	0,379 (1,360)	0,559 (3,296)
$d_{it} * u_t$	-0,049 (0,651)	-0,066 (0,866)	-0,090 (1,539)
$m_1$	-2,498	-3,001	-3,459
$m_2$	0,628	0,709	0,834
Wald(signif.conj)	646,929 (12)	178,120 (10)	172,623 (8)
Sargan	38,738 (30)	36,219 (30)	32,177 (25)
S.E.	0,0059	0,0058	0,0059

**TABLA IV.2**

$w_{it-1}$	0,178 (4,337)
$(p+y-n)_{it}$	0,077 (2,433)
$\Delta n_{it}$	-0,442 (6,620)
$w_{eit}$	0,744 (16,227)
$b_t$	0,258 (1,421)
$u_t$	0,048 (0,999)
$CDE_{it-1}^*$	0,0006 (0,111)
$DML_{it-1}^*$	-0,048 (1,256)
$DBC_{it-1}^*$	0,003 (0,131)
$CRA_{it-1}^*$	0,018 (0,279)
$bemp_{it-1}$	0,029 (1,726)
$d_{it} * w_{it-1}$	-0,022 (1,271)
$d_{it} * (p+y-n)_{it}$	0,037 (1,550)
$d_{it} * \Delta n_{it}$	0,104 (1,620)
$d_{it} * w_{eit}$	-0,015 (1,665)
$d_{it} * b_t$	0,485 (2,086)
$d_{it} * u_t$	-0,079 (1,333)
$d_{it} * CDE_{it-1}^*$	-0,003 (0,355)
$d_{it} * DML_{it-1}^*$	-0,011 (0,244)
$d_{it} * DBC_{it-1}^*$	-0,028 (0,826)
$d_{it} * CRA_{it-1}^*$	-0,017 (0,194)
$d_{it} * bemp_{it-1}$	-0,008 (0,427)
$m_1$	-2,750
$m_2$	0,851
Wald(signif.conj)	290,614 (20)
Sargan	72,594 (70)
S.E.	0,0056

TABLA IV.3

$w_{it-1}$	0,195 (4,480)
$(p+y-n)_{it}$	0,049 (1,408)
$\Delta n_{it}$	-0,329 (9,287)
$w_{et}$	0,756 (15,135)
$b_t$	0,583 (7,883)
$DML_{it-1}^*$	-0,051 (2,762)
$DBC_{it-1}^*$	-0,033 (2,076)
$CRA_{it-1}^*$	0,041 (1,273)
$bemp_{it-1}$	0,015 (2,472)
$m_1$	-3,243
$m_2$	0,413
Wald(signif.conj)	255,082 (8)
Sargan	53,642 (56)
S.E.	0,0057

Notas a las TABLAS IV.1, IV.2 y IV.3

- i) Debajo de las estimaciones, entre paréntesis, aparecen los t-ratios.
- ii) El contraste de Wald, contrasta la significación conjunta de todas las variables explicativas. Se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2_k$  (siendo k el número de regresores), bajo la hipótesis nula de no relación. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

Valores críticos:

Tabla IV.1 (I):  $\chi^2_{12}(95\%) = 21,0$

Tabla IV.1 (II):  $\chi^2_{10}(95\%) = 18,3$

Tabla IV.1 (III) y Tabla IV.3:  $\chi^2_8(95\%) = 15,5$

Tabla IV.2 :  $\chi^2_{20}(95\%) = 31,4$

- iii) El test de Sargan es un contraste de restricciones de sobreidentificación que se distribuye como una  $\chi^2_k$  (siendo k 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 IV.1 (I) (II):  $\chi^2_{30}(95\%) = 43,8$

Tabla IV.1 (III) :  $\chi^2_{25}(95\%) = 37,7$

Tabla IV.2 :  $\chi^2_{70}(95\%) = 90,5$

Tabla IV.3 :  $\chi^2_{56}(95\%) = 74$

- iv)  $m_1$  y  $m_2$  contrastan la correlación serial de primer y segundo orden, respectivamente, en las perturbaciones. Se distribuyen asintóticamente como una  $N(0,1)$  bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial.
- v) S.E. es el error estándar de los residuos.
- vi) Todas las estimaciones se realizan en dos etapas con matrices de covarianzas y errores estándar robustos a la presencia de heterocedasticidad.
- vii) Instrumentos empleados: salario, productividad, empleo y sus interacciones con la variable ficticia desfasados desde  $t=1$  hasta  $T-2$ . En las Tablas IV.2 y IV.3

---

también se emplean las variables financieras y sus interacciones con la variable ficticia desde  $t=1$  hasta  $T-1$ .

viii) En las Tablas IV.2 y IV.3 los coeficientes de las variables financieras (que aparecen señaladas con  $(*)$ ) están multiplicados por 100.

ix) En todos los modelos de las Tablas IV.1, IV.2 y IV.3, el test de Wald rechaza la no significación conjunta de todos los regresores y, el test de Sargan no rechaza la validez de los instrumentos empleados.

Las perturbaciones del modelo en diferencias presentan autocorrelación negativa de primer orden ( $m_1$ ) y no presentan autocorrelación de segundo orden ( $m_2$ ), lo cual es consistente con que la perturbación en niveles sea ruido blanco.

**APÉNDICE IV.1.: MODELO DE NEGOCIACIÓN SALARIAL**

En este Apéndice se presenta con detalle el comportamiento de la empresa, el del sindicato y el proceso de negociación en el modelo de determinación salarial, basado en Nickell y Wadhvani (1990).

**La empresa**

Supongamos una empresa representativa que produce con tecnología Cobb-Douglas y que se enfrenta a una curva de demanda de elasticidad constante. Por tanto tendremos para la empresa  $i$ -ésima:

$$\text{Producción: } Y_i = N_i^\alpha K_i^{1-\alpha} \quad (\text{IV.1.1})$$

$$\text{Demanda: } Y_i = (P_i)^{-\eta} \theta_i Y_{di} \quad (\text{IV.1.2})$$

donde  $Y_i$  es la producción,  $K_i$  es el stock de capital predeterminado,  $N_i$  es el empleo,  $P_i$  es el precio real del valor añadido de la empresa,  $Y_{di}$  es un índice de demanda y  $\theta_i$  es una variable aleatoria cuyo valor sólo se revela después de la negociación salarial. El precio, la producción y el empleo los fija la empresa ex-post.

A partir de la condición de primer orden de la maximización del beneficio obtendremos el empleo, que vendrá dado por:

$$N_i = \varphi_i \left[ \frac{W_i}{\alpha \kappa Y_{di}^{1/\eta} (K_i^{1-\alpha})^\kappa} \right]^{-1/1-\alpha \kappa} \quad (\text{IV.1.3})$$

siendo  $\varphi_i = \theta_i^{1/\eta(1-\alpha\kappa)}$  y,  $\kappa = 1 - 1/\eta$  un indicador de la competencia existente en el mercado de producto. La variable aleatoria  $\varphi_i$ , refleja en qué medida el empleo que la empresa fija ex-post coincide con el de maximización de beneficio.

A partir de (IV.1.2) y (IV.1.3) podemos ver que el empleo esperado será:

$$N_i^e = \varphi_i^e \left[ \frac{W_i}{\alpha \kappa Y_i^{1/\eta} (K_i^{1-\alpha})^\kappa} \right]^{-1/1-\alpha\kappa} = \varphi_i^e K_i \left[ \frac{W_i}{\alpha \kappa P_i^e} \right]^{-1/1-\alpha} \quad (IV.1.4)$$

que dependerá del nivel de empleo resultante de la maximización del beneficio y del valor esperado de la variable aleatoria  $\varphi_i$ .

El beneficio esperado se puede escribir como:

$$\Pi_i^e = W_i N_i^e \left[ \frac{1 - \alpha \kappa}{\alpha \kappa} \right] \quad (IV.1.5)$$

### El sindicato

Supondremos que al sindicato sólo le preocupan los trabajadores existentes, que desea maximizar la utilidad esperada del votante mediano y que la negociación se refiere únicamente a los salarios. En este caso, el objetivo del sindicato de la empresa  $i$ -ésima vendrá dado por:

$$V_i = S_i W_i + (1 - S_i) A_i \quad (IV.1.6)$$

donde  $W_i$  es el salario real de la empresa,  $S_i$  es la probabilidad de "supervivencia" o de seguir empleado en la empresa el siguiente período y  $A_i$  es la renta real esperada de un trabajador que perdiera su empleo en la empresa, que será:

$$A_i = (1 - \phi(u)) W_e + \phi(u) B = W_e(1 - \phi(u)(1 - b)) \quad (\text{IV.1.7})$$

siendo  $\phi(u)$  la probabilidad de desempleo,  $W_e$  el salario real esperado en el exterior,  $B$  la prestación real por desempleo y  $b = B/W_e$  la tasa de sustitución de las prestaciones.

### Negociación

Se supone que el resultado de la negociación está basado en el modelo de Nash. Por tanto, el problema consiste en maximizar:

$$\Omega_i = (V_i - V_i^*)^\beta (\Pi_i^e - \Pi_i^*) \quad (\text{IV.1.8})$$

donde  $V_i$  es la función objetivo del sindicato,  $\Pi_i^e$  es el beneficio esperado por período de la empresa,  $\beta$  es el poder de negociación del sindicato y,  $V_i^*$  y  $\Pi_i^*$  son las cantidades de reserva. Si suponemos que  $V_i^* = A_i$  y  $\Pi_i^* = 0$ , empleando la ecuación (IV.1.6), se puede expresar (IV.1.8) como:

$$\Omega_i = [S_i(W_i - A_i)]^\beta \Pi_i^e \quad (\text{IV.1.9})$$

Maximizando (IV.1.9) en logaritmos respecto a  $W_i$ , y empleando (IV.1.5), se obtiene el margen del salario sobre la renta alternativa:

$$\frac{W_i - A_i}{W_i} = \frac{1}{-\frac{\partial S_i}{\partial W_i} \frac{W_i}{S_i} - \frac{1}{\beta} \frac{\partial \Pi_i^e}{\partial W_i} \frac{W_i}{\Pi_i^e}} = \frac{1}{\epsilon_{SW} + \frac{\alpha \kappa}{\beta(1 - \alpha \kappa)}} \quad (\text{IV.1.10})$$

donde  $\epsilon_{SW}$  es la elasticidad absoluta de supervivencia respecto al salario.

**APÉNDICE IV.2.: SUPERVIVENCIA****FUNCIÓN DE SUPERVIVENCIA**

\* Empresas que no reparten dividendos ( $\text{Div} = 0$ ):  $\varphi_i \sim U(0,9 - 1)$

$$S_i = S_i(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x < 0,9 \\ 10 - 5x - \frac{4,05}{x} & \text{si } 0,9 \leq x \leq 1 \\ \frac{0,95}{x} & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

\* Empresas que reparten dividendos ( $\text{Div} > 0$ ):  $\varphi_i \sim U(1 - 1,1)$

$$S_i = S_i(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } x < 1 \\ 11 - 5x - \frac{5}{x} & \text{si } 1 \leq x \leq 1,1 \\ \frac{1,05}{x} & \text{si } x > 1,1 \end{cases}$$

**ELASTICIDAD DE SUPERVIVENCIA**

\* Empresas que no reparten dividendos ( $Div = 0$ ):  $\varphi_i \sim U(0,9 - 1)$

$$\varepsilon_{SN} = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0,9 \\ \frac{5x^2 - 4,05}{10x - 5x^2 - 4,05} & \text{si } 0,9 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

\* Empresas que reparten dividendos ( $Div > 0$ ):  $\varphi_i \sim U(1 - 1,1)$

$$\varepsilon_{SN} = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 1 \\ \frac{5x^2 - 5}{11x - 5x^2 - 5} & \text{si } 1 \leq x \leq 1,1 \\ 1 & \text{si } x > 1,1 \end{cases}$$

**DERIVADA ELASTICIDAD DE SUPERVIVENCIA**

\* Empresas que no reparten dividendos ( $\text{Div} = 0$ ):  $\varphi_i \sim U(0,9 - 1)$

$$\varepsilon'_{SN} = \begin{cases} 10 & \text{si } x < 0,9 \\ \frac{50x^2 - 81x + 40,5}{(10x - 5x^2 - 4,05)^2} & \text{si } 0,9 \leq x \leq 1 \\ 10 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

\* Empresas que reparten dividendos ( $\text{Div} > 0$ ):  $\varphi_i \sim U(1 - 1,1)$

$$\varepsilon'_{SN} = \begin{cases} 10 & \text{si } x < 1 \\ \frac{55x^2 - 100x + 55}{(11x - 5x^2 - 5)^2} & \text{si } 1 \leq x \leq 1,1 \\ 10 & \text{si } x > 1,1 \end{cases}$$

**APÉNDICE IV.3.: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES**

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

$$- \text{ Empleo (N)} = \text{Personal fijo} + \frac{\text{Personal eventual} \times \text{n}^\circ \text{ semanas}}{52} \quad (\text{Datos complementarios})$$

$$- \text{ Salario (W)} = \frac{\text{Sueldos y salarios}}{\text{Empleo}} \quad (\text{Datos complementarios})$$

$$- \text{ Productividad} = \frac{PY}{N} = \frac{\text{Producción o venta de mercaderías (ER)}}{\text{Empleo}}$$

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

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

- 
- Endeudamiento bancario (DBC) =  $\frac{\text{Financiación de entidades de crédito (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$
  
  - Coste de la deuda (CRA) =  $\frac{\text{Gastos financieros (ER)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100$
  
  - Beneficio por empleado (bemp) =  $\frac{\text{Beneficio contable}}{\text{Empleo}}$
  
  - Beneficio contable (BC) = Resultado neto total (ER) - Impuesto sobre beneficios (EO)
  
  - Desempleo (u) = Tasa de paro masculina (Encuesta de Población Activa)
  
  - Salario exterior ( $W_e$ ) = Salario medio de industria y servicios (Encuesta de Salarios)
  
  - Prestación por desempleo (B) = Período medio reconocido x Cuantía media diaria x 365 días  
(Anuario de estadísticas laborales)
  
  - Tasa de sustitución de las prestaciones (b) =  $\frac{B}{W_e}$

**APÉNDICE IV.4.: DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA**

Vamos a analizar la muestra de empresas empleada. Con ello se trata de determinar si existen características diferenciales entre las empresas que dan y que no dan dividendos.

Como puede observarse en la Tabla IV.4.1, del total de observaciones disponibles (2065 observaciones, correspondientes a 413 empresas durante cinco años), aproximadamente un 59% (1222) repartieron dividendos y el resto (843) no repartieron dividendos. Si nos fijamos en la distribución de observaciones año a año, el número de observaciones que provienen de empresas que reparten dividendos está entre el 52% (en 1984) y el 64% (en 1987) del total de observaciones de cada año.

Parece, por tanto, que nuestra muestra puede aportar información relevante sobre las características de ambos tipos de empresas, ya que aproximadamente la mitad de la muestra pertenece a una categoría y la mitad a la otra.

En la Tabla IV.4.2 se presenta, para cada año y para el total de la muestra, la media y la desviación típica del salario de los dos tipos de empresas clasificadas por su política de dividendos tanto en  $t$  como en  $t-1$ .

Si nos fijamos en la clasificación de las observaciones en función de su política de dividendos en el período  $t$  observamos que, tanto para el total de la muestra como para cada año, el salario medio es mayor en las empresas que reparten beneficios. Así, por ejemplo, para el total de observaciones entre 1984 y 1988 con Div, mayor que cero el salario medio es de 1,9 frente al otro grupo de observaciones en que es de 1,6 y, además, cuando se realiza el correspondiente contraste se rechaza la hipótesis nula de que ambas medias sean iguales.

---

Cuando se hace la clasificación en función de la política de dividendos en el período anterior ( $t-1$ ), también se observa que el salario medio es más alto para las empresas cuando reparten dividendos (1,99 frente a 1,68), siendo la diferencia algo mayor que en el caso anterior y significativa.

Una vez que hemos visto que parece que existen diferencias entre ambos tipos de empresas en la variable cuyo comportamiento queremos estudiar, sería interesante ver si también existen diferencias significativas en los determinantes del salario.

En concreto vamos a analizar algunos factores específicos de la empresa, como son el empleo y la productividad, y una serie de variables que reflejan la situación financiera de la empresa, como el coeficiente de endeudamiento (CDE), la proporción de deuda a medio y largo plazo (DML), la proporción de deuda con entidades de crédito (DBC) y el coste medio de los recursos ajenos (CRA). Estas variables las analizamos porque en muchos modelos de negociación se incluyen como medida del poder sindical o para recoger el efecto del riesgo de quiebra.

En la Tabla IV.4.3 se presentan las medias muestrales de estas variables para los dos grupos de empresas clasificadas en función de su política de dividendos en el período  $t$  y en el período  $t-1$ , así como el estadístico  $t$  obtenido al contrastar la hipótesis nula de igualdad de medias.

Tanto el empleo como la productividad son mayores en las observaciones con dividendos positivos, rechazándose además la igualdad de medias. Por el contrario, el nivel de endeudamiento (CDE) es más elevado en las empresas que no dan dividendos. Para el resto de las variables representativas de la situación financiera de la empresa, no existen diferencias significativas entre ambas submuestras. Estos resultados se mantienen tanto si clasificamos las observaciones en función de la política de dividendos en  $t$  como en  $t-1$ .

---

Por tanto, el salario, la productividad y el empleo son mayores en las empresas que dan dividendos mientras que no se observan diferencias entre ambos grupos de empresas en las variables representativas de su situación financiera, con la excepción del coeficiente de endeudamiento que será mayor en las empresas que no dan dividendos. Sin embargo, estos resultados sólo deben considerarse como una aproximación previa a los resultados de la estimación del modelo empírico.

Otro aspecto importante de los resultados de este análisis es que las diferencias entre submuestras se mantienen independientemente de que el criterio de separación empleado sea la política de dividendos en el período  $t$  o en el período  $t-1$ . Este resultado no es sorprendente dado que se observa una gran inercia en la política de dividendos, es decir, las empresas cambian poco de grupo a lo largo del período muestral.

A pesar de que estos resultados parecen indicar que no es demasiado relevante que la separación muestral se haga de una forma o de otra, en el modelo estimado el criterio empleado es la política de dividendos en  $t-1$ , ya que desde un punto de vista teórico parece más razonable. Cuando se negocia el salario del período  $t$ , el sindicato sólo conocerá la política de dividendos de  $t-1$ .

**TABLA IV.4.1****DISTRIBUCIÓN DE OBSERVACIONES EN FUNCIÓN DE LA POLÍTICA DE  
DIVIDENDOS**

	<b>1984</b>	<b>1985</b>	<b>1986</b>	<b>1987</b>	<b>1988</b>	<b>Total</b>
<b>Div<sub>t</sub> &gt; 0</b>	215	237	248	266	256	1222
<b>Div<sub>t</sub> = 0</b>	198	176	165	147	157	843
<b>Total</b>	413	413	413	413	413	2065

**TABLA IV.4.2**

**SALARIO MEDIO  
(DESVIACIÓN TÍPICA)**

	1984	1985	1986	1987	1988	Toda la muestra
<b>Div<sub>t</sub> &gt; 0</b>	1,5534 (0,4683)	1,7233 (0,5306)	1,8882 (0,6128)	2,0710 (0,6912)	2,1917 (0,7179)	1,9007 (0,6570)
<b>Div<sub>t</sub> = 0</b>	1,3877 (0,5100)	1,4564 (0,5426)	1,6231 (0,5799)	1,7324 (0,6383)	1,9268 (0,7944)	1,6086 (0,6427)
<b>Div<sub>t-1</sub> &gt; 0</b>	-	1,7034 (0,5264)	1,9127 (0,6113)	2,0624 (0,6859)	2,2086 (0,7643)	1,9860 (0,6841)
<b>Div<sub>t-1</sub> = 0</b>	-	1,5077 (0,5607)	1,6067 (0,5718)	1,7823 (0,6670)	1,8781 (0,7001)	1,6785 (0,6370)

**TABLA IV.4.3**

**MEDIAS MUESTRALES EN FUNCIÓN DE LA POLÍTICA DE DIVIDENDOS**

	Empleo	Productividad	CDE	DML	DBC	CRA
<b>Div<sub>t</sub> &gt; 0</b>	492,2	8,496	59,5	20,8	86,6	16,5
<b>Div<sub>t</sub> = 0</b>	339,3	7,827	93,0	20,4	86,2	16,8
<b>t</b>	2,52	2,10	8,96	0,31	0,39	0,80
<b>Div<sub>t-1</sub> &gt; 0</b>	488,1	8,618	56,7	19,7	86,1	15,4
<b>Div<sub>t-1</sub> = 0</b>	346,2	7,903	89,2	20,1	86,5	15,9
<b>t</b>	2,12	2,02	8,32	0,29	0,28	1,19

**Nota:** *t* representa el valor del estadístico *t* obtenido al contrastar la hipótesis nula de igualdad de medias de ambas submuestras. Los valores críticos al 95% de confianza son para el caso de la política de dividendos en *t*  $t_{2063} = 1,97$  y para *t-1* será  $t_{1650} = 1,97$ .

## **CAPÍTULO V**

### **CONCLUSIONES**

---

## CAPÍTULO V

### CONCLUSIONES

---

A lo largo de la investigación presentada en esta Tesis se ha intentado estudiar la relación entre las decisiones financieras y reales de las empresas, y si esta relación era igual para todas las empresas o dependía de su grado de holgura financiera. Dado que era necesario distinguir a las empresas en función de su situación financiera, se trató también de contrastar si la política de dividendos podía ser el indicador que cumpliera ese papel.

Con objeto de alcanzar estos objetivos se realizó la investigación presentada en los Capítulos II, III y IV de esta Tesis. Aunque cada uno de ellos tiene contenido en sí mismo, constituyen un conjunto interrelacionado en el que los resultados obtenidos en cada uno corroboran o complementan los de los otros. Por este motivo, parece necesario profundizar, a lo largo de este capítulo, en las conclusiones presentadas en cada uno de los estudios, haciendo un esfuerzo por concretar cuáles son los principales resultados de la investigación en su conjunto.

En primer lugar, y con objeto de poder estudiar la relación entre estructura financiera y actividad real de las empresas, teniendo en cuenta la posibilidad de que existieran diferencias entre empresas según su mayor o menor grado de holgura financiera, era necesario validar la política de dividendos como criterio de distinción de empresas.

En el Capítulo II se obtiene que la política de dividendos no sólo depende de los beneficios sino que se ajusta a las necesidades de financiación de la inversión y a la estructura financiera de la empresa, por lo que nos servirá como indicador de la salud financiera de la empresa. Además, en los Capítulos III y IV se analizan la demanda de empleo y la negociación salarial distinguiendo a las empresas en función

---

de su política de dividendos, y los resultados obtenidos concuerdan con lo que se esperaría si unas empresas sufren restricciones y otras no.

Todos estos resultados parecen, por tanto, indicar que si separamos a las empresas en base a su política de dividendos, las estamos separando en función de su probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras. Sería interesante profundizar en el estudio de los determinantes de la política de dividendos, estudiando, por ejemplo, su dinámica, el efecto de ciertas decisiones de la empresa como los salarios, empleo, etc, lo que nos permitiría conocer mejor la relación entre holgura financiera y dividendos.

Otro de los objetivos de esta investigación era conocer hasta qué punto la situación financiera de la empresa afecta a sus decisiones reales. Los resultados del Capítulo III avalan la existencia de una relación entre situación financiera y demanda de empleo, ya que se observa un comportamiento distinto en unas empresas que en otras cuando las separamos en función de su mayor o menor probabilidad de sufrir restricciones financieras.

También en el Capítulo IV, cuando se estudia el proceso de negociación salarial de las empresas distinguiéndolas en función de su política de dividendos, los resultados muestran diferencias que indican que unas empresas se enfrentan a restricciones que limitan su demanda de empleo y otras no.

Además los resultados del Capítulo II avalan la existencia de una interrelación entre inversión, situación financiera y dividendos, lo que indicaría que decisiones reales como la inversión no son independientes del modo en que se financien.

Una posible ampliación de este estudio sería tratar de formular y contrastar un modelo más completo en el que se analizaran conjuntamente las

---

distintas decisiones de la empresa, teniendo en cuenta que sus decisiones de inversión y empleo no son independientes de sus decisiones financieras.

Otro resultado importante de estos trabajos es la existencia de diferencias significativas entre empresas con distinta holgura financiera tanto en la demanda de empleo como en la fijación de salarios, diferencias que afectan a su proceso de ajuste en el tiempo, a los factores que determinan sus decisiones, etc. Estos resultados son importantes en el sentido de que apoyan la relevancia de la situación financiera de la empresa en sus decisiones reales, pero además indican que si las empresas con distinta situación financiera se comportan de forma distinta, será importante estudiar su comportamiento por separado abandonando el supuesto de empresa representativa.

Dado que se observan estos comportamientos diferenciados, sería interesante extender el estudio con objeto de depurar el indicador empleado para separar a las empresas. En este sentido, podría, como ya se ha dicho, estudiarse con más detalle la política de dividendos de manera que encontremos el criterio que claramente distinga a una empresa de otras, o avanzar en la búsqueda de otros indicadores que puedan jugar el mismo papel.

*Dado que parece existir evidencia de que las decisiones de salarios, empleo y dividendos de las empresas están interrelacionadas, la extensión más inmediata podría ser plantear un modelo en el que se estudiase el comportamiento de la empresa estudiando simultáneamente todas sus decisiones. Un modelo de esta forma nos permitiría conocer mejor cómo toman las empresas sus decisiones, en qué medida están relacionadas y si esta relación es la misma para todas las empresas o depende de su situación financiera.*

En cualquier caso, y a pesar de que todavía puedan hacerse diversas ampliaciones, todos estos resultados nos aportan evidencia sobre la existencia de una relación entre la situación financiera y la actividad real de las empresas que no es

---

igual para todas las empresas y que es importante en la medida en que nos muestra que al estudiar el comportamiento de las empresas en decisiones como el empleo o la inversión, no podemos olvidar los factores financieros que pueden estar limitando su actividad y, además que el comportamiento de todas las empresas no será igual y dependerá de su holgura financiera.

## **APÉNDICE I**

### **DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS**

---

## APÉNDICE I

### DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

---

Todos los datos empleados en los estudios empíricos realizados en esta Tesis proceden de la Central de Balances del Banco de España. Los datos de la Central de Balances provienen de una encuesta que el Banco de España envía a las empresas desde el año 1985, aunque recoge información desde 1982. En dicha encuesta se pide a las empresas información sobre sus estados de resultados, equilibrio financiero y origen y aplicación de fondos, así como sobre una serie de cuestiones complementarias como por ejemplo el número de empleados, la proporción de personal fijo y eventual, etc. Esta encuesta es voluntaria, y aunque al principio no eran muchas las empresas que contestaban, el número ha ido aumentando en los sucesivos ejercicios.

A partir de esta gran base de datos se ha obtenido la muestra de empresas que se emplea en los Capítulos II, III y IV. Todos los datos empleados pertenecen a empresas industriales, debido no sólo a cuestiones económicas sino también a que son las empresas para las que esta base de datos es más representativa. Otra cuestión importante es que, dado que el número de empresas que contestan al cuestionario no es siempre el mismo, siempre se ha seleccionado una muestra de empresas constante, es decir, se han escogido sólo aquellas empresas que contestan todos los años. Esto se hace así porque las entradas y salidas de empresas en la muestra no tienen significado económico y se deben sólo a si han querido o no contestar al cuestionario.

Es importante destacar que la base de datos empleada en el Capítulo II no es exactamente la misma que la de los otros dos capítulos. Cuando se empezó el Capítulo II sólo estaban disponibles los datos desde 1982 hasta 1987, por lo que se seleccionó una muestra constante de empresas para dichos años. Sin embargo, para

---

la realización de los Capítulos III y IV ya se disponía del año 1988. Al tener un año más, y dado que los datos para 1982 eran menos completos, la muestra de empresas seleccionada es la de las empresas que contestaron al cuestionario todos los años desde 1983 hasta 1988. Otra diferencia es que en los Capítulos III y IV, se han eliminado de la muestra las empresas públicas, ya que podían tener un comportamiento diferenciado por cuestiones que no entraban dentro del objeto de nuestro estudio.

En cualquiera de los dos casos, al colectivo de empresas que componen la muestra de empresas se le han aplicado una serie de filtros con lo que se excluyen las siguientes empresas:

- Las que tienen beneficio contable nulo o negativo algún año. Este filtro previo se aplica porque para que la decisión de repartir dividendos nos sirva como indicador de la holgura financiera de la empresa, ésta tiene que poder tomar la decisión, cosa imposible cuando tiene pérdidas.
- Las que tienen activo neto o patrimonio neto negativo algún año.
- Las que tienen un coste medio de los recursos ajenos superior al cincuenta por ciento.
- Aquellas cuyo inmovilizado material se multiplica o divide por un factor superior a tres algún año.
- Aquellas que tienen gastos de personal positivos y no tienen empleados.
- Aquellas de las que no se tienen todos los datos.

Como resultado de este proceso de selección, la muestra resultante es de 617 empresas en el Capítulo II, de 482 en el Capítulo III y de 413 en el Capítulo IV.

---

## BIBLIOGRAFIA

---

Alonso, C. (1989): "Salarios de Eficiencia y Mercado de Trabajo. Análisis para el Caso Español con Datos de Panel". CEMFI.

Alonso, C. (1994): "Estimating Dynamic Investment Models with Financial Constraints". Documento CEMFI 9418.

Amemiya, T. (1985): Advanced Econometrics, Basil Blackwell, Oxford.

Anchuelo, A. (1989): "A Direct Test of the Efficiency Wage Hypothesis: the Spanish Case". mimeo

Anderson, G.J. (1986): "Modelling Dividend Behaviour: An Application of the Tobit Model to Panel Data", Economics Working Paper, McMaster University.

Andrews, M., (1983): "The Aggregate Labour Market: An Empirical Investigation into Market Clearing". London School of Economics. Centre for Labour Economics, Discussion Paper N° 154.

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.

Basarrate, B. y G. Rubio (1989): "La valoración de los dividendos en relación a las ganancias de capital: Un estudio del comportamiento del precio de las acciones en el día del pago de dividendos". Economía Pública 3, 2/1989.

Bentolila, S. y G. Saint-Paul (1991): "The Macroeconomic Impact of Flexible Labor Contracts: An Application to Spain". Documento CEMFI 9106.

Bhattacharya, S. (1979): "Imperfect Information, Dividend Policy and 'the Bird in the Hand' Fallacy", Bell Journal of Economics, 10, 259-270.

Bond, S.R. y C. Meghir (1994): "Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy". Review of Economic Studies 61, 197-222.

Brealey, R. y Myers, S. (1984): Principles of Corporate Finance, McGraw-Hill. Existe traducción en castellano, Principios de financiación empresarial, Ed. McGraw-Hill, Madrid, 1988.

Dhrymes, P. y Kurz, M. (1967): "Investment, Dividends and External Finance Behavior of Firms", en R. Ferber, ed., Determinants of Investment Behavior, New York: Columbia University Press.

Dolado, J.J. y S. Bentolila (1992): "Who are the Insiders? Wage Setting in Spanish Industrial Firms",

Easterbrook, F. (1984): "Two Agency-Cost Explanations of Dividends", The American Economic Review, September, 650-659.

---

Elliot, J.W. (1973): "Theories of Corporate Investment Behavior Revisited". *American Economic Review*, vol. 63 (March 1973), 195-207.

Fama, E. (1974): "The Empirical Relationships Between the Dividend and Investment Decisions of Firms", *American Economic Review* 64, 304-18.

Fazzari, S., Hubbard, G. y Petersen, B. (1988): "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 141-95.

Gertler, M. y Hubbard, G. (1988): "Financial Factors in Business Fluctuations", NBER Working Paper No. 2758.

Hausman, J. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica* 46, 1251-71.

Heckman, J. (1974): "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", *Econometrica* 42, 679-94.

Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* 47, 153-61.

Holmlund, B. y J. Zetterberg (1991): "Insider Effects in Wage Determination: Evidence from Five Countries". *European Economic Review* 35, 1009-34.

Huber, P.J. (1981): *Robust Statistics*, New York: John Wiley.

Jimeno, J.F. (1992): "Las Implicaciones Macroeconómicas de la Negociación Colectiva: el Caso Español", *Moneda y Crédito*, 195.

---

Layard, R. y Nickell, S.J. (1986): "Unemployment in Britain".  
*Economica*

Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991): Unemployment, Oxford University Press.

Lintner, J. (1956): "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes", American Economic Review 46, 97-113.

Maddala, G.S. (1983): Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press.

Maddala, G.S. y Nelson, F. (1975): "Switching Regression Models with Exogenous and Endogenous Switching", Proceedings of the American Statistical Association 423-6.

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.

Mato, G. (1990): "Un análisis econométrico de la política de endeudamiento de las empresas con datos de panel", Investigaciones Económicas (Segunda Epoca), vol. XIV nº 1, Enero, 63-84.

Miller, M. y Modigliani, F. (1961), "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", Journal of Business 34, 411-33.

---

Miller, M. y M. Scholes (1982), "Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence", *Journal of Political Economy*, December, 90, 1108-1142.

Modigliani, F. y M. Miller (1958): "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment". *American Economic Review*, vol. 48 (June 1958), 261-297.

Nelson, F.D. (1980): "A test for misspecification in the censored normal model", *Econometrica* 48, 1317-29.

Nickell, S. (1985): "Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 47, 119-129.

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 n° 993.

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

Ross, S. (1977): "The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach", *Bell Journal of Economics*, 8, 23-40.

Rozeff, M. (1982): "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios", *Journal of Financial Research*, Fall, 5, 249-259.

Ruud, P. (1984): "Tests of Specification in Econometrics", *Econometric Reviews* 3, 211-42.

---

Smith, R. y Blundell, R. (1986): "An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an application to labor supply", Econometrica 54, 679-85.

Symons, J.S.V., (1985): "The Demand for Labour", *Economica*.

Wadhvani, S.B., (1987): "The Effects of Inflation and Real Wages on Employment". *Economica*.

White, H. (1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity" Econometrica 48, 817-38.