

DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCION DE DIVIDENDOS*

María ARRAZOLA**

FEDEA

José DE HEVIA**

FEDEA

Gonzalo MATO

FEDEA y Universidad Complutense

En este trabajo se contrasta si la distribución de dividendos de las empresas es rígida y se ajusta a un objetivo de manera gradual, o si por el contrario se modifica con la política de inversiones y el grado de inestabilidad financiera. Para ello se estima un modelo con variable dependiente limitada utilizando una muestra de 617 empresas industriales que en 1987 podían haber distribuido dividendos por tener un beneficio después de impuestos positivo.

1. Introducción

El análisis de la política de dividendos llevado a cabo tradicionalmente por la economía financiera se ha centrado en la relación entre retribución a los accionistas y valor de mercado de las empresas. En este sentido, la hipótesis central objeto de contrastación empírica es 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

* Queremos agradecer, especialmente, los comentarios de Mercedes Gracia, Stephen Nickell, Alfonso Novales y un evaluador anónimo. Este trabajo ha sido presentado en el XV Simposio de Análisis Económico (Barcelona, 1990) y en el Econometric Society European Meeting 1991 (Cambridge).

** Queremos dedicar la parte que nos corresponde de este trabajo a Gonzalo, maestro, compañero y amigo al que siempre guardaremos en nuestro recuerdo.

«cash-flow») y a otro tipo de indicadores de la presión financiera que soportan las empresas.

Conectando con esta literatura, el propósito de este trabajo 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 standard 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 incluimos en la muestra a todas aquellas empresas que pueden dar dividendos, por tener un beneficio contable positivo después de impuestos. De esta manera incorporamos la información que proporcionan aquellas empresas que deciden no distribuir dividendos. Este aspecto es importante porque, aunque es inusual en la literatura empírica de dividendos¹, 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.

El trabajo se articula de la siguiente forma: en el apartado 2 se revisan los determinantes de la política de dividendos, proponiéndose el modelo a contrastar. En el apartado 3 se lleva a cabo un análisis estadístico descriptivo de la muestra de empresas utilizada. El apartado 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 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 6 presenta la descomposición de ambas decisiones en un modelo de dos ecuaciones que se estima por el procedimiento propuesto por Heckman (1979) para corregir los sesgos de selección de la muestra. Finalmente, en el apartado 7 se sintetizan las principales conclusiones del estudio.

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

¹ El único trabajo que hemos encontrado que incluya también a las empresas que no dan dividendos es el de Anderson (1986).

no irrelevante. La proposición de irrelevancia se debe a Miller y Modigliani (1961) y establece que, en presencia de mercados perfectos de capitales, las decisiones óptimas de inversión son independientes de la forma en que dichos proyectos se financien y, por tanto, también de la política de retenciones y distribución de beneficios.

La hipótesis de la 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 alternativas². De acuerdo con la primera, los accionistas prefieren los dividendos a la obtención de una ganancia futura de capital debido a distintas 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. 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 está descrito por las dos siguientes ecuaciones:

² Véase, por ejemplo, Brealey y Myers (1984).

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

$$Div_{it}^d = \alpha \pi_{it} \quad [2]$$

donde Div^d = dividendos deseados, Div = dividendos distribuidos y π = beneficio después de impuestos.

La ecuación [2] postula que existe un «*pay-out*» objetivo que es el parámetro α . 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 [1]. El fundamento de la ecuación [1] 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 [1] y [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 periodo 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 formulamos 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. Por tanto, 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. 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 distribuyen.

Nuestro propósito es contrastar la rigidez estricta de la política de dividendos sustituyendo la ecuación [2] del modelo de Lintner por una expresión más general que recoge los factores descritos previamente, en la siguiente forma:

$$Div_{it}^d = [\alpha_1 + EF_{it}'\alpha_2] \pi_{it} + EF_{it}'\alpha_3 + \alpha_4 I_{it} \quad [3]$$

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 [3] como referencia, nuestro análisis empírico tiene como objetivo determinar si EF e I son o no factores significativos en la determinación de la cuantía de los dividendos distribuidos. Como luego

explicamos con más detalle, el modelo que se utiliza resulta de la sustitución de [3] en [1]; como un porcentaje importante de las empresas de nuestra muestra no dan dividendos, en principio, podemos explicar tanto la decisión de dar o no dividendos como, en el caso de dar, la cuantía de los mismos.

3. Un análisis estadístico preliminar

Como punto de partida para el estudio de los determinantes de los dividendos, analizamos la muestra de empresas empleada. 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. Aunque nuestro 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 futuras extensiones. De las 780 empresas de la muestra constante, se excluyeron 52 por tener activo neto o patrimonio neto nulo o negativo, y se eliminaron las empresas con beneficio contable nulo o negativo.

Puesto que el 59 % de las empresas consideradas dan dividendos (ver Cuadro 1), nos parece que nuestra muestra puede aportar información relevante sobre cuáles son los determinantes de la decisión de dar o no dividendos. Por otra parte, 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 la empresa sea un factor decisivo. Así, como puede verse en el Cuadro 1, el porcentaje de empresas que reparten dividendos es similar para las privadas y para las públicas.

En el Cuadro 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 existan 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.

CUADRO 1

	N.º 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

CUADRO 2

	Dividendos > 0				Dividendos = 0			
	Media	Huber	DT	MAD	Media	Huber	DT	MAD
TAMAÑO								
I	1.887,0	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
FLUJOS FINANCIEROS								
FRP	295,0	—	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 robustos de la financiación con recursos propios (FRP) no pueden calcularse debido a la presencia de muchos valores nulos.

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 el Cuadro 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 el Cuadro 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 decidimos normalizar las variables por el activo neto, pretendiendo con ello reducir la heteroscedasticidad y evitar que nuestros resultados estén excesivamente influidos por las empresas grandes, debido sólo a su tamaño. Como puede verse comparando los Cuadros 2 y 3, la normalización homogeiniza notablemente las dos muestras. Por ejemplo, la tasa de inversión es aproximadamente un 8 % en los dos casos, y en general, a pesar del acercamiento entre las medias de ambos grupos, se mantienen las conclusiones que hemos comentado 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.

CUADRO 3

	Dividendos > 0			Dividendos = 0				
	Media	Huber	DT	MAD	Media	Huber	DT	MAD
<i>VARIABLES NORMALIZADAS</i>								
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
<i>ESTRUCTURA FINANCIERA</i>								
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 2 y Apéndice, donde se recogen las definiciones de todas las variables.

4. Formulación del Modelo Empírico

Como vimos en el apartado anterior, en nuestra muestra, 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 literatura³, en las que prácticamente todas las empresas dan dividendos nos obliga a modelizar la variable dependiente como una variable censurada. 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 adoptamos como modelización un Tobit standard [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, cuanto dar, aunque posteriormente relajaremos este supuesto. De esta manera se tendría:

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

con

$$\left. \begin{aligned} Div_i &= Div_i^* & \text{si } Div_i^* > 0 \\ &= 0 & \text{si } Div_i^* \leq 0 \end{aligned} \right\} \quad [4]$$

donde Div_i^* es una variable latente que sigue una distribución normal con media μ y varianza σ^2 , β es un vector $K \times 1$ de parámetros, X_i es un vector $K \times 1$ de variables explicativas y u_i son los residuos, que se distribuyen normal e independientemente con media cero y varianza común σ^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.

Para obtener estimaciones consistentes de los parámetros del modelo Tobit se puede aplicar un procedimiento de máxima verosimilitud (MV). A partir de [4] la función de verosimilitud sería⁴:

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

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

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

³ 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.

⁴ Ver Maddala (1983).

El primer factor de [5] se refiere a las N_0 observaciones para las cuales $Div_i^* \leq 0$. 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.

A partir de las ecuaciones [1] y [3] formulamos un modelo Tobit para los dividendos, que se estima para 617 observaciones del año 1987 y que tiene la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} Div_{i,t}^* = & \beta_0 + \beta_1 \pi_i + \beta_2 I_i + \beta_3' EF_i + \beta_4' EF_i \pi_i + \\ & + \beta_5' D_s + \beta_6' D_T + \beta_7' D_p + \beta_8' D_B + \beta_9' D_R + \\ & + \beta_{10} Div_{i,t-1} + u_i \end{aligned} \quad [6]$$

$$Div_i = \text{máx.} [Div_i^*, 0]$$

donde:

Div = dividendos distribuidos

π = 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.

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 14 dummies correspondientes a los sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25.

D_T = vector de 3 dummies 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 = dummy asociada al carácter mayoritariamente público de la propiedad de la empresa.

D_B = dummy correspondiente a las empresas que cotizan en bolsa.

D_R = dummy 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 [6] presenta algunas particularidades que es necesario analizar.

En primer lugar, las variables Div , I y π han sido normalizadas por el activo neto. Pretendemos con ello 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 sabemos es muy frecuente en las estimaciones con datos individuales, ya que la magnitud de los residuos es función de variables que reflejan el tamaño de las empresas.

En segundo lugar, y en la medida en que disponemos de un sólo corte transversal (utilizamos el año 1986 para generar retardos de alguna variable como la endógena), hemos 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, hemos 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 de la distribución de los dividendos en los mercados bursátiles, 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 exige a las empresas que obtengan en el ejercicio unos beneficios después de impuestos superiores al 6 % de su capital, a 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, hemos introducido también una variable ficticia que refleja esta situación.

En tercer lugar, incluimos como variables explicativas continuas los beneficios (π), 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, como ya hemos mencionado, la hipótesis de rigidez en la política de dividendos formulada en el modelo original de Lintner, descarta la interrelación entre ambas variables. Más aún, un test 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 exógeno o 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. Pero la corrección de este problema de especificación exige la estimación de un modelo dinámico de variable dependiente limitada que se afrontará en extensiones futuras de este trabajo.

5. Valoración de los resultados

Los resultados de la estimación máximo verosímil del modelo con variable dependiente limitada descrito en la ecuación [6] se presentan en el Cuadro 4.

CUADRO 4
Estimación del modelo Tobit

	(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)
Δ CRA	-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_B	1,83 (3,3)	1,50 (3,1)
D_R	-3,45 (3,0)	-2,44 (2,4)
DIR86	—	0,57 (11,3)
log L	-1.409,9	-1.352,4
$\hat{\sigma}$	7,64	6,66

Nota: Resultados obtenidos estimando por máxima verosimilitud el modelo Tobit seleccionado, sin incluir la endógena retardada (ecuación [1]) e incluyéndola [ecuación [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.

(*) Variables significativas al 85 %.

(**) Variables significativas al 90 %.

Como puede observarse, en la especificación seleccionada (ecuación [2] del Cuadro 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 CDEBC⁵. El coste de los recursos ajenos, aparece significativo y con signo negativo tras imponer y aceptar la restricción de primeras diferencias (Δ 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 artificiales 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. Ni tampoco aparecen comportamientos diferenciados entre las empresas de nuestra muestra por su carácter público o privado⁶, o por su adscripción a los tres grupos de empresas definidos de acuerdo con su nivel de empleo. Las únicas dummies que mantenemos 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).

⁵ El efecto total del endeudamiento resulta positivo puesto que la estimación se lleva a cabo con una muestra de empresas con beneficios positivos. Agradecemos al evaluador su observación en este sentido.

⁶ Podría esperarse este efecto específico de las empresas públicas sin conocer las características de la muestra. Sin embargo y tal y como muestra el Cuadro 1, entre el reducido colectivo de empresas públicas (38) hay un mayor porcentaje que dan dividendos (55,3 %) que entre las empresas privadas (52,2 %).

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 capitales 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 dividendos⁷. Además, se realizó el test 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 variable⁸. De esta forma se confirman 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 equilibrio⁹. 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 nuestro modelo en la ecuación [2] del Cuadro 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 errores de un mismo individuo. En nuestro caso, al estimar en un marco cross-section sin utilizar un panel, no podemos controlar adecuadamente la estimación ante la posible presencia de efectos fijos. De ahí que la inclusión de Div_{it-1} en nuestro modelo pudiera estar recogiendo precisamente los efectos individuales no observables en vez de una

⁷ 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.

⁸ El test realizado es un test de Hausman, en el que se lleva a cabo 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.

⁹ Sobre este punto, véase Nickell (1985).

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 esta afirmación, en el Cuadro 5 se evalúan los modelos sin variable endógena retardada (ecuación [1]) y con variable endógena retardada (ecuación [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 del Cuadro 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 el Cuadro 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.

CUADRO 5
Capacidad predictiva del modelo

	N.º 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) del Cuadro 4, por un procedimiento Probit.

6. Un modelo más general de selección

Tal y como anteriormente hemos mencionado la estimación de modelos Tobit standard implica suponer que una misma ecuación gobierna las dos decisiones a las que se enfrentan las empresas en nuestro 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.

Pero este supuesto puede contrastarse estadísticamente, considerando el siguiente modelo Tobit:

$$Div_i^* = X_{i1}' \beta + u_i \quad [7]$$

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

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 de dividendos:

$$I_i^* = X_{i2}' \gamma + \epsilon_i \quad [8]$$

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

En el caso de que, efectivamente, el mismo modelo gobierne las dos decisiones, al analizar y estimar separadamente la ecuación [7] como modelo Tobit y la ecuación [8] como Probit, suponiendo que $\epsilon_i \sim IN(0, \sigma_\epsilon^2)$, deberían cumplirse las dos restricciones siguientes:

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

En caso de no cumplirse lo que tenemos es un modelo general de selección del tipo analizado por Heckman (1979) compuesto por las ecuaciones [7] y [8] de manera que:

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

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

1. Se estima la ecuación [8] 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 ϕ y Φ las funciones de densidad y de distribución, respectivamente, de la $N(0, 1)$ y $\hat{\alpha} = \hat{\gamma} / \hat{\sigma}_\epsilon$. Téngase en cuenta que:

$$\begin{aligned} E[Div_i | I_i = 1] &= X_{i1}' \beta + E[u_i | u_i > -X_{i1}' \beta] = \\ &= X_{i1}' \beta + \frac{\sigma_{\epsilon u}}{\sigma_u} \lambda \end{aligned}$$

2. Introduciendo λ como un regresor más en la ecuación [7], obtenemos para las observaciones con $I_i = 1$:

$$Div_i = X_{1i}'\beta + \mu\hat{\lambda}_i + v_i \quad [9]$$

donde ahora se tiene: $E[v_i | I_i = 1] = 0$, por lo que la estimación mínimo-cuadrática de [9] para la submuestra de empresas que dan dividendos permite obtener un estimador β que es consistente.

Es obvio que en nuestro caso, las restricciones implícitas en un modelo Tobit standar 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 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 el Cuadro 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 heterocedasticidad¹⁰, del modelo en el que la variable dependiente es el pago de dividendos, estimado en la submuestra de 364 empresas que dan dividendos.

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 de repartir dividendos.

En cuanto a la cantidad distribuida, aparecen como determinantes variables que ya comentábamos en el apartado 5, como los beneficios y la inversión del período, la situación financiera de la empresa en términos de endeudamiento, la composición y el 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 $I = 1$), es deseable su extensión con muestras de datos de panel que permitan 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

¹⁰ La sustitución de un λ calculado en [10] origina heterocedasticidad. Los errores standar de nuestras estimaciones están calculados utilizando el procedimiento de White (1980), tal y como propone Amemiya (1985).

CUADRO 6
Estimación del modelo de selección

	Probit	2. ^a 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)
Δ CRA		-0,01 (3,4)
DBCBC		-0,11 (1,8)
DMLBC		-0,16 (2,1)
D_B	0,35 (2,6)	
D_{T1}	-0,20 (1,9)	
D_{T3}	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.

tanto, de información limitada, no permite aceptar la exogeneidad de la inversión en la ecuación de dividendos¹¹.

Teniendo en cuenta la composición de nuestra muestra en la que aparecen

¹¹ Todas las pruebas realizadas instrumentando la inversión con el cambio en la producción y el salario dieron resultados negativos.

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 artificiales correspondientes no fueron significativas, se estimó el modelo para el conjunto de empresas privadas no energéticas, para evaluar su

CUADRO 7
Estimación del modelo de selección para la submuestra de empresas privadas no energéticas

	Probit	2. ^a 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)
Δ CRA		-0,01 (3,5)
DBCBC		-0,10 (1,6)
DMLBC		-0,18 (2,1)
D_B	0,26 (1,7)	
D_{T1}	-0,27 (2,3)	
D_{T3}	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.

estabilidad frente a la exclusión de un conjunto de observaciones potencialmente influyentes. Los resultados de la estimación bietápica se muestran en el Cuadro 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 modelo¹².

7. Conclusiones

El propósito de este trabajo ha sido evaluar hasta qué punto la política de dividendos es rígida, en el sentido de ajustarse gradualmente a un objetivo de distribuir 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. 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 hacemos es, en primer lugar, modelizar conjuntamente las dos decisiones en una única ecuación que se estima por un procedimiento Tobit. 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 sólo 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 que tienen un coeficiente de endeudamiento alto, y en aquellas cuya deuda está compuesta fundamentalmente por préstamos de entidades de crédito a medio y largo plazo. Además, las mayores dificultades para obtener financiación externa debido al encarecimiento de los recursos ajenos también inducen a las empresas a aumentar su autofinanciación, redu-

¹² 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.

ciendo 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 propio 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.

En todo caso, la importancia de la variable endógena retardada y de estos 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 nuestro estudio utilizando una perspectiva temporal más amplia.

Apéndice. 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.º 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 de 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 \times BC; siendo CDEM la media de CDE para el período 1983-87.
- DBCBC = DBCM \times BC; siendo DBCM la media de DBC para el período 1983-87.
- DMLBC = DMLM \times BC; siendo DMLM la media de DML para el período 1983-87.
- DDIR86: dummy 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 =
$$\frac{\text{Inversión (EO)}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$
- FRAR =
$$\frac{\text{Financiación con recursos ajenos (EO)}}{\text{Activo neto (EF)}} \times 100$$

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

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

Referencias

- Amemiya, T. (1985): *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Anderson, G. J. (1986): «Modelling Dividend Behaviour: An Application of the Tobit Model to Panel Data», Economics Working Paper, McMaster University.
- 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 *Determinants of Investment Behavior*, R. Ferber, ed., New York: Columbia University Press.
- 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.
- Huber, P. J. (1981): *Robust Statistics*, New York: John Wiley.
- 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. (1990): «Un análisis econométrico de la política de endeudamiento de las empresas con datos de panel», *Investigaciones Económicas* (Segunda Epoca), vol. XIV, n.º 1, enero, 63-84.
- Miller, M. y Modigliani, F. (1961): «Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares», *Journal of Business* 34, 411-33.
- 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, 119-120.
- 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.
- White, H. (1980): «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica* 48, 817-38.

Abstract

This article tests whether firms' dividend policy adjusts to a target pay-out or fluctuates depending on investment and some measures of financial distress. A limited dependent variable model is estimated using a sample of 617 industrial companies which in 1987 could have paid dividends because they had positive after-tax profits.

Recepción del original, noviembre de 1990
Versión final, abril de 1992