

EXPLICACIONES ALTERNATIVAS PARA LA POLÍTICA DE DIVIDENDOS: ANÁLISIS EMPÍRICO CON DATOS EMPRESARIALES ESPAÑOLES*

Enrique GINER BAGÜÉS

Universidad de Zaragoza

Vicente SALAS FUMÁS

Universidad Autónoma de Barcelona

Este trabajo presenta un estudio empírico sobre los determinantes de la política de dividendos en una muestra de empresas españolas que cotizan en Bolsa durante el período 1963-1988. Concretamente, se trata de averiguar si la política de dividendos es absolutamente rígida, como sugiere el modelo de Lintner (1956) o, por el contrario, se ajusta, siquiera de forma parcial, a la situación económica y financiera de la empresa. A través del modelo propuesto sabemos, además, cuándo una política de dividendos responde a las predicciones que se contienen en la teoría de la «jerarquía financiera», o a las predicciones de la teoría de la «señalización». Los resultados confirman el carácter adaptativo de la política de dividendos, pero su explicación depende de que los bancos tengan o no una participación significativa en el capital de la empresa.

1. Introducción

En este trabajo se presenta un estudio empírico sobre los determinantes de la política de dividendos de las empresas españolas que cotizan en Bolsa durante el período 1963-1988. Concretamente el trabajo trata de responder a la pregunta de si la política de dividendos de dichas empresas es absolutamente rígida, como sugiere el modelo de Lintner (1956) o, por el contrario, se ajusta, siquiera parcialmente, a la situación económica y financiera en que se encuentra la empresa¹. Si la respuesta es que tal ajuste existe, entonces resulta de interés conocer las razones a que obedece, puesto que según cuales sean estas razones conoceremos algo más sobre la interrelación entre la empresa y los mercados de capitales.

* Los autores agradecen a David Pujolar, a dos evaluadores anónimos y al director de la Revista, los comentarios a una versión previa del trabajo.

¹ La política de dividendos de las empresas ha sido un tema central de la literatura financiera. La evolución del pensamiento sobre los determinantes de la misma puede verse en los trabajos de Miller y Modigliani (1961), Black (1976), Fama y Blahak (1968) y Easterbrook (1984).

La pregunta que nos planteamos no es nueva en la literatura sobre economía y financiación de la empresa. Nakamura (1989) estudia esta cuestión para muestras de empresas americanas y japonesas, mientras que Sembenelli (1993) sigue una metodología similar para estudiar la política de dividendos de una muestra de empresas italianas. Para el caso español, el trabajo más próximo es el de Arrazola, de Hevia y Mato (1992). Nuestro trabajo presenta diferencias destacables con respecto a la literatura previa.

Al igual que Nakamura (1989) y Sembenelli (1993), la política de dividendos de las empresas se investiga aquí permitiendo asimetrías en los parámetros del modelo de ajuste en función de la liquidez de la empresa, medida por el volumen de recursos generados. Pero, además, el ejercicio se repite permitiendo que los parámetros se ajusten teniendo en cuenta la situación de beneficios a largo plazo de la empresa, medida a través del ratio q de Tobin. Las asimetrías de los parámetros de la función de Lintner, tanto si suponemos que responden a cambios en posiciones de liquidez como a cambios en oportunidades de beneficio a largo plazo, constituyen precisamente la información necesaria para poder explicar la política de dividendos de la empresa en términos de la denominada hipótesis de «señalización» de Bhattacharya (1979)², o de la hipótesis de «jerarquía financiera» de Myers y Majluf (1984)³.

En efecto, considérese una empresa cuyas decisiones de financiación están condicionadas por la existencia de una jerarquía de prioridades entre diferentes fuentes de fondos, dentro de la cual los recursos generados tienen preferencia sobre la financiación externa a la hora de asignar recursos financieros a los proyectos de inversión. Para unos proyectos de inversión dados, la contracción en los recursos generados dará lugar a una reducción en los dividendos con el fin de disponer de un mayor volumen de fondos internos para financiar proyectos de inversión. Cuando los recursos generados aumentan, la respuesta de la política de dividendos será de signo opuesto y los dividendos distribuidos aumentarán. La preferencia por los recursos internos implica, además, que la velocidad con que se ajusta la política de dividendos será mayor cuando los recursos generados se contraen que cuando los recursos internos se expanden.

Si la política de dividendos responde al objetivo de comunicar al mercado de capitales las expectativas sobre los beneficios futuros de la empresa, el reparto de dividendos también se ajusta en función de los resultados económicos. Un aumento de los beneficios, que coincide con unas expectativas de mejores resultados futuros por parte de los responsables de la gestión de las empresas, dará lugar a un aumento en los dividendos repartidos, con el propósito de transmitir al mercado las señales que anuncian la mejora en las expectativas de beneficios. Cuando los beneficios se contraen y los administradores anticipan unos peores resultados futuros, entonces la reducción de dividendos hace partícipe al mercado de unas expectativas menos favorables.

² Véase también Bhattacharya (1980), Kose y Williams (1985) y Miller y Rock (1985).

³ Véase también Fazzari y otros (1988), Bond y Meghir (1990).

La teoría de la señalización también predice ajustes en la política de dividendos según las expectativas de beneficios de los administradores, pero ahora es de esperar que el ajuste se haga con mayor velocidad cuando las expectativas sobre los beneficios mejoran que cuando empeoran. Es decir, esperamos una relación entre las velocidades de ajuste opuesta a la que predice la hipótesis de jerarquía financiera.

Hasta aquí las premisas básicas de los modelos contrastados por Nakamura y Sembenelli. Junto a la réplica de estos modelos para el caso español, nuestro trabajo utiliza la ratio q de Tobin, en lugar de los recursos generados, como variable de resultados de la empresa a partir de la cual ésta puede formular su política de dividendos. La utilización del ratio q de Tobin es relevante en el contexto de los objetivos del trabajo porque los modelos más usuales de señalización son estáticos, mientras que el contraste empírico se realiza con un modelo dinámico. El ratio q de Tobin (cociente entre el valor de mercado y el valor de reposición de la empresa) incorpora expectativas de beneficios futuros y por ello toma en consideración resultados a más largo plazo; los beneficios del período, en cambio, sólo tienen en cuenta el corto plazo.

Otra extensión que se incorpora al trabajo es el análisis de la sensibilidad de los resultados a la estructura de propiedad de las empresas y, en particular, a la mayor o menor presencia de bancos en la composición de su accionariado. La condición de accionistas de la empresa debe facilitar a los bancos un mejor acceso a la información sobre su situación interna y sobre la calidad de sus proyectos de inversión. A partir de esta superior información, la relación entre la empresa y el banco en las operaciones de préstamo debe ser más fluida que entre las empresas independientes y sus bancos. En suma, cabe esperar que la política de dividendos de las empresas con participación de bancos en su estructura de capital sea más estable y se ajuste más rápidamente a los objetivos deseados, que en las empresas independientes.

Las diferencias entre este trabajo y el de Arrazola, de Hevia y Mato (1992), son varias. En primer lugar, la muestra de empresas y el horizonte temporal son claramente distintos. Los autores citados realizan un análisis de corte transversal, referido a 1987, con una muestra de empresas extraída de la Central de Balances del Banco de España y entre las cuales un número elevado no paga dividendos ese año. Nuestro estudio incluye empresas que cotizan en Bolsa y comprende un largo horizonte temporal, desde 1963 a 1988. Todas las empresas pagan dividendos en algún momento durante el período analizado y raramente una empresa con beneficios positivos se mantiene dos períodos consecutivos sin distribuir dividendos. El panel de datos disponible permite tener en cuenta desde un principio la estructura dinámica del proceso que rige la política de dividendos de las empresas y aplicar las técnicas de estimación propias de la econometría de datos de panel. La conveniencia de incorporar series temporales al estudio de las rigideces en la política de dividendos de las empresas es reconocida por Arrazola y otros.

Segundo, en nuestro trabajo, la evaluación de las rigideces en la política de dividendos de las empresas se realiza directamente a partir de los cambios

estimados en los parámetros que definen dicha política, mientras que en Arrazola y otros los ajustes en la política de dividendos de las empresas se infieren a partir de la sensibilidad de los dividendos a cambios en variables económicas y financieras, como el nivel y composición del endeudamiento, y el volumen de inversión. Previsiblemente, algunas de estas variables se determinan simultáneamente con la política o decisión sobre dividendos y, por lo tanto, el sentido de la causalidad puede estar indeterminado. Por otra parte, la sensibilidad de los dividendos a dichas variables económicas y financieras no permite discernir si se debe a la existencia de restricciones financieras o a la utilización de la política de dividendos como instrumento de señalización. Por último, el trabajo analiza la sensibilidad de la política de dividendos a diferencias en la estructura de propiedad de las empresas.

El apartado segundo muestra el modelo de reparto de dividendos utilizado en el trabajo, el cual corresponde al modelo propuesto por Lintner (1956) pero permitiendo asimetrías en la rapidez en que se producen los ajustes desde el dividendo actual al deseado y en la tasa de reparto objetivo. El apartado tercero incluye una breve descripción de la muestra de empresas utilizada en el estudio empírico, así como los estadísticos descriptivos más relevantes de las variables manejadas en el trabajo. El apartado cuarto muestra los resultados de las estimaciones econométricas de los parámetros del modelo, utilizando para ello la econometría de los datos de panel aplicada a variables dependientes censuradas. Finalmente, las conclusiones resumen los principales resultados del estudio.

2. Modelo básico

La literatura sobre política de dividendos de la empresa se ha dividido entre los trabajos que postulan políticas óptimas, según el criterio de maximización del valor de la empresa, y los trabajos que tratan de descubrir cómo formulan realmente las empresas sus políticas de dividendos. El modelo de Lintner (1956) es sin duda el más representativo entre estos últimos y el que será el punto de partida en nuestro trabajo.

De acuerdo con Lintner, la política de dividendos de una empresa se resume en dos ecuaciones, una que expresa el proceso de ajuste desde el dividendo corriente de la empresa en el período t al dividendo objetivo o deseado, y otra que expresa el dividendo deseado como una proporción constante del beneficio:

$$D_t - D_{t-1} = a + b (D_t^* - D_{t-1}), \quad [1]$$

$$D_t^* = rY_t, \quad [2]$$

donde D_t es el dividendo en el período t , D_t^* es el dividendo objetivo o deseado en t , Y_t es el beneficio de la empresa en el período t y a , b y r son parámetros positivos. Entre estos parámetros, b expresa la velocidad de ajuste desde el dividendo corriente al deseado y r expresa la tasa de reparto («pay-out»), supuesta constante.

Sustituyendo (2) en (1) se obtiene:

$$D_t - D_{t-1} = a + brY_t - bD_{t-1}, \quad [3]$$

$$D_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 D_{t-1}, \quad [4]$$

donde $\alpha = a$, $\beta_1 = br$ y $\beta_2 = 1 - b$. El modelo de Lintner explica el dividendo corriente, D_t , en función del beneficio corriente, Y_t , y del dividendo pasado, D_{t-1} . Para contrastar el modelo basta convertir la ecuación [4] en una especificación econométrica añadiéndole un término aleatorio y disponer de una serie histórica de beneficios y dividendos. Una vez estimados β_1 y β_2 es posible recuperar los parámetros originales del modelo, $b = 1 - \beta_2$ y $r = \beta_1 / b = \beta_1 / (1 - \beta_2)$.

Las rigideces en la política de dividendos que se desprenden del modelo de Lintner suponen implícitamente que la empresa mantendrá sus dividendos independientemente de otras decisiones como la política de inversiones o la de financiación externa. Este supuesto sería razonable en presencia de mercados financieros perfectos donde el valor de la empresa depende únicamente de su política de inversiones y la financiación se consigue a un precio dado (coste del capital financiero). Con imperfecciones en los mercados, resultado de asimetrías en la información que poseen los gestores de las empresas sobre la rentabilidad de sus proyectos y la información que posee sobre ellos el mercado de capitales, la rigidez en la política de dividendos ya no es previsible que se cumpla.

Como se indicó en la introducción, nuestro trabajo supone que la empresa sigue una política de dividendos asimétrica en la que los parámetros de ajuste, b , y de tasa de reparto, r , varían según que los beneficios aumenten o disminuyan. Además, la relación entre los valores de los parámetros en la situación de beneficios al alza y en la situación de beneficios a la baja, nos informará del modelo que subyace a la relación que mantiene la empresa con el mercado de capitales externos: «jerarquía financiera» o transmisión de información sobre las expectativas de beneficios futuros, «señalización».

Definimos la variable A_t que toma el valor 1 si el beneficio Y_t es mayor que Y_{t-1} y cero cuando Y_t es menor o igual a Y_{t-1} . Definimos por b^p y b^n los parámetros de ajuste en el modelo de Lintner cuando el beneficio aumenta y cuando el beneficio disminuye, respectivamente. De igual modo, r^p y r^n serán, respectivamente, las tasas de reparto cuando el beneficio aumenta y cuando se mantiene o disminuye. Con esta nueva notación, las ecuaciones [3] y [4] quedan expresadas como:

$$D_t - D_{t-1} = a + b^n r^n Y_t + (b^p r^p - b^n r^n) A_t Y_t - b^n D_{t-1} + (b^n - b^p) A_t D_{t-1},$$

o bien

$$D_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 D_{t-1} + \beta_3 A_t Y_t + \beta_4 A_t D_{t-1}, \quad [5]$$

donde

$$\beta_1 = b^n r^n > 0, \beta_2 = (1 - b^n) > 0, \beta_3 = b^p r^p - b^n r^n \text{ y } \beta_4 = b^n - b^p$$

La estimación de los parámetros β_1 , β_2 , β_3 y β_4 de la ecuación [5] permite recuperar los parámetros del modelo de ajuste asimétrico, de igual manera que los parámetros β_1 y β_2 de la ecuación [4] permiten obtener los parámetros del modelo que supone una política rígida. Además, de la estimación de [5] podremos conocer si, efectivamente, estamos o no ante políticas simétricas de dividendos. En efecto, si $\beta_3 = \beta_4 = 0$ entonces el modelo de ajustes asimétricos sería rechazado y la evidencia empírica sería consistente con un modelo de ajuste rígido. Si $\beta_4 \neq 0$ y $\beta_3 \neq 0$, entonces sabemos que existe asimetría en la política de dividendos.

Suponiendo que β_4 , es distinto de cero, cuando $\beta_4 > 0$ sabemos que $b^n > b^p$, es decir, la velocidad de ajuste es mayor cuando las empresas deben reducir dividendos por la disminución de beneficio que cuando pueden aumentarlos. Esta evidencia sugeriría que la selección de los fondos financieros para financiar inversiones sigue los principios de la «jerarquía financiera». Por el contrario, $\beta_4 < 0$ sería consistente con la hipótesis de que la empresa elige la política de dividendos con el propósito de «señalizar» al mercado cuáles son sus oportunidades de beneficios futuros, pues en este caso $b^n < b^p$ y el parámetro que mide la velocidad de ajuste es mayor cuando los beneficios aumentan que cuando disminuyen.

En cuanto a β_3 , si las tasas de reparto objetivo r^p y r^n se ajustan a los cambios en los beneficios de las empresas en el mismo sentido que lo hacen b^p y b^n , entonces un valor de β_4 distinto de cero es suficiente para que β_3 lo sea. Además, $\beta_4 > 0$ ($\beta_4 < 0$) implica $\beta_3 < 0$ ($\beta_3 > 0$), es decir β_3 y β_4 deben tener signos distintos. Puede ocurrir también que la empresa sólo altere el parámetro de velocidad de ajuste ante cambios en los beneficios, $r^p = r^n = r$, y entonces β_3 será proporcional a β_4 , pero de signo opuesto. Aunque en principio β_4 es suficiente para contrastar los modelos de «jerarquía financiera» y de «señalización», a través de su relación con el valor estimado de β_3 será posible comprobar empíricamente si la empresa modifica sólo uno o los dos parámetros que definen su política de dividendos, así como la consistencia en los cambios de los mismos.

3. Los datos para el estudio

El contraste empírico del modelo descrito en el apartado anterior se realiza con información extraída de una muestra de setenta y tres empresas no financieras que cotizan en la Bolsa española, correspondiente al período 1963-1988, aunque el número de años en que una empresa aparece en la

muestra es desigual. Se trata, por tanto, de un panel incompleto de datos sobre empresas y años.

El Cuadro 1 muestra algunos estadísticos descriptivos para las variables que después se utilizan en el análisis econométrico: el ratio q de Tobin (cociente entre el valor de mercado de la empresa y valor de reposición de sus activos ajustados por impuestos, menos uno), el «cash-flow» de la empresa, calculado como suma del beneficio más la dotación a amortizaciones, el dividendo pagado, la proporción del dividendo sobre el «cash-flow» y el volumen de inversión bruta. El «cash-flow», el dividendo y la inversión están expresados en tasas sobre el activo neto a precios de reposición a principios del período⁴. En la elaboración del cuadro sólo se incluyen observaciones de empresas con beneficios del ejercicio estrictamente positivos, por cuanto que en caso contrario la empresa carece de la posibilidad de decidir cuánto dividendo pagar.

Para cada variable se presenta información sobre su valor medio y la probabilidad de que se acepte la hipótesis nula de igualdad de medias dentro de cada agrupación de empresas que se presenta en el cuadro. En concreto, las empresas se agrupan según la alta y baja participación bancaria en su accionariado (definida ésta según que los bancos posean una participación en el capital de la empresa de al menos el diez por cien o no alcancen esta cifra, de acuerdo con la información proporcionada por el directorio Maxwell-Espinosa de accionistas y la CNMV); por períodos en los que el «cash-flow» aumenta (disminuye) con respecto a su valor en el período precedente, $A = 1$ ($A = 0$); por períodos en los que el ratio q de Tobin aumenta (disminuye) con respecto a su valor en el período precedente, $B = 1$ ($B = 0$); y para varios subperíodos de tiempo entre 1963 y 1988.

El ratio q de Tobin promedio para todas las empresas y años es igual a 0,117, lo cual representa que el beneficio a largo plazo de las empresas españolas de la muestra supone, en promedio, casi un 12 por cien del valor de reposición. A lo largo del período, la tasa de inversión promedio, 21,9 por cien, ha sido superior a los recursos generados por la empresa, pues el «cash-flow» por peseta de activos es del 17,3 por cien. De esta cifra de «cash-flow» se han detraído 5 puntos porcentuales en forma de dividendos repartidos, con lo cual la diferencia, casi 10 puntos porcentuales (17,3-21,9-5), sería el déficit de financiación de la inversión que se habría cubierto con fondos externos (deuda y ampliaciones de capital). El dividendo pagado, en promedio, ha supuesto el 27,3 por cien de los recursos generados por la empresa («cash-flow»).

Las cifras medias del período muestran una clara variabilidad temporal. La tasa de inversión se mueve siguiendo un paralelismo con la evolución del

⁴ La forma precisa en que se construyen todas estas variables puede verse en Espitia (1985) y Giner (1993).

ratio q , según predice la teoría de la inversión basada en este concepto, aunque también se observa una asociación entre evolución de la inversión y evolución del «cash-flow». El dividendo muestra una clara evolución descendente a partir de 1975, tanto en términos relativos al stock de capital como en términos relativos al «cash-flow». El déficit de fondos internos para cubrir las necesidades de financiación derivadas del flujo inversor (inversión menos «cash-flow» y menos dividendos) se ha mantenido, sin embargo, relativamente constante, entre 9 y 12 puntos porcentuales. En otros términos, la autofinanciación, «cash-flow» menos dividendos, ha representado de una forma bastante estable sobre el 55 por cien de la inversión bruta empresarial.

Como era de esperar, el ratio q muestra valores más altos cuando el «cash-flow» aumenta con respecto al período anterior ($A = 1$) que cuando disminuye ($A = 0$); las diferencias en los valores medios son, además, estadísticamente significativas ($p = 0,014$). La tasa de inversión es significativamente más alta ($p = 0,02$) en períodos cuando q aumenta ($B = 1$) que cuando q disminuye ($B = 0$), pero las diferencias en la tasa de inversión media correspondiente a los períodos en que el «cash-flow» sube ($A = 1$) no es significativamente distinta de la que se observa en los períodos en que el «cash-flow» baja ($A = 0$). Este resultado sugiere que la inversión es más sensible al ratio q de Tobin que al «cash-flow» de la empresa.

La proporción de recursos generados repartidos como dividendos (dividendos/«cash-flow») es más baja, en valor medio, cuando el «cash-flow» aumenta que cuando disminuye; algo similar ocurre cuando se compara la proporción de recursos pagados como dividendos en los períodos en que q aumenta y en los períodos en que q disminuye. Se constata así un cierto paralelismo con la evolución de la tasa de inversión, aunque de signo opuesto. La tasa de rentabilidad de los dividendos (dividendo/activo) es más alta, en promedio, cuando $A = 1$ que cuando $A = 0$, así como en los períodos en que $B = 1$ frente a aquellos en que el ratio q disminuye ($B = 0$); sin embargo, la significatividad estadística de las diferencias de valores medios es ahora inferior a la que se detecta en la variable dividendos/«cash-flow».

Finalmente, las empresas con alta participación bancaria muestran unos valores medios de todas las variables inferiores a las del resto de las empresas, excepto en la tasa de reparto de dividendos (dividendos sobre «cash-flow») que es algo superior. Las diferencias de medias en el ratio q y en la tasa de inversión son las únicas estadísticamente significativas. Las empresas con alta participación bancaria muestran un menor ratio q y una menor inversión que las de baja participación. Los recursos retenidos representan una proporción algo menor de la inversión entre las empresas con participación bancaria que entre el resto de empresas (54,2 frente a 57 por cien), lo cual es consistente con la hipótesis de que la presencia de bancos en el capital facilita el acceso a la financiación externa.

CUADRO 1
Estadísticas descriptivas por tipos de empresas y años

	Ratio q		Cash-Flow*		Dividendo*		Dividendo/Cash-Flow		Inversión*	
	Media	p	Media	p	Media	p	Media	p	Media	p
Muestra total	0,117		0,173		0,050		0,273		0,219	
Emp. con alta participación Bancaria	0,074	0,026	0,151	0,510	0,048	0,88	0,309	0,663	0,190	0,092
Emp. con baja participación Bancaria	0,146		0,187		0,052		0,250		0,238	
Observaciones con:										
$A = 1$	0,196	0,014	0,207	0,000	0,054	0,167	0,245	0,000	0,231	0,280
$A = 0$	0,054		0,145		0,048		0,295		0,210	
$B = 1$	0,343	0,000	0,185	0,010	0,054	0,081	0,262	0,020	0,243	0,020
$B = 0$	-0,061		0,163		0,048		0,281		0,199	
1963-1969	0,609	0,000	0,251	0,000	0,079	0,000	0,361	0,000	0,260	0,000
1970-1974	0,892		0,293		0,081		0,321		0,325	
1975-1982	-0,283		0,126		0,040		0,273		0,173	
1983-1988	-0,254		0,090		0,021		0,168		0,173	

Notas: * Normalizadas por el Activo Neto a Precios de Reposición a principios del período.
 p indica la probabilidad de que se acepte la hipótesis nula de igualdad de medias en cada agrupación de empresas, controlando por posibles efectos sectoriales.

4. Resultados del contraste del modelo

De acuerdo con el modelo presentado anteriormente, las ecuaciones básicas que se estiman econométricamente quedan resumidas en las siguientes expresiones:

$$D_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 D_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad [6]$$

$$D_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 D_{it-1} + \beta_3 A_{it} CF_{it} + \beta_4 A_{it} D_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad [7]$$

donde la primera equivale a la segunda cuando $\beta_3 = \beta_4 = 0$, es decir, cuando los coeficientes de la política de dividendos son totalmente insensibles a cambios en las condiciones económicas o financieras de las empresas. El subíndice i se refiere a empresa y el subíndice t al período de tiempo. El coeficiente α_i recoge el efecto fijo individual específico de cada empresa (invariable en el tiempo); a través de él se recogen características inobservables de las empresas que pueden influir en su política de dividendos; por ejemplo, su estructura de propiedad más allá de la presencia o no de bancos

en su accionariado. El coeficiente α_i recoge las perturbaciones temporales, comunes para todas las empresas; por ejemplo, el impacto de la fase del ciclo económico y los cambios en la fiscalidad sobre las decisiones de reparto de dividendos. Todas las variables se han normalizado por el stock de capital a precios de reposición a principio del período. El término ε_{it} recoge la perturbación aleatoria.

Los modelos estadísticos utilizados para analizar datos de corte temporal y transversal, datos de panel, adquieren importantes complicaciones adicionales cuando se aplican a variables censuradas (Maddala, 1987). Puesto que algunas empresas pagan dividendos y otras no, y las que pagan pueden dejar de hacerlo durante un cierto intervalo de tiempo, la variable dividendos se considera una variable censurada. Además, los modelos utilizados para estudiar la política de dividendos, entre ellos el que aquí nos ocupa, incorporan a la variable dependiente retardada entre las variables explicativas, lo cual complica todavía más el modelo estadístico (Heckman y Macurdy, 1980). Entre las soluciones propuestas en la literatura para resolver estos problemas, Anderson (1989), Kim y Maddala (1992) y Arellano y Bover (1988), en este trabajo elegimos el procedimiento bietápico de estos últimos autores, posteriormente utilizado también por Labeaga (1992)⁵.

El procedimiento consiste en obtener, en una primera etapa, estimaciones de la variable dependiente censurada a partir de la estimación año a año de T ecuaciones de forma reducida (una para cada año) y con las variables en niveles. Una vez obtenidas las predicciones, éstas sustituyen a los valores de la variable original en el panel de datos y se procede a estimar el modelo, ecuaciones [6] y [7], como si el problema de censura de datos no existiera. La dificultad práctica en la aplicación de este procedimiento radica en postular y estimar un modelo en forma reducida con alta capacidad predictiva y que proporcione estimaciones consistentes de la variable dependiente en la primera etapa. La consistencia se asegura cuando las variables explicativas en el modelo reducido son exógenas (en el sentido de predeterminadas).

En cuanto al procedimiento de estimación, hay que tener en cuenta las posibles diferencias entre los factores que explican la decisión de dar o no dar dividendos y los factores que explican cuántos dividendos pagar por las empresas que deciden hacerlo.

⁵ Los trabajos empíricos sobre políticas de dividendos con datos de panel adoptan soluciones diversas al problema planteado. Nakamura y Nakamura (1985), Nakamura (1985), Cragg (1986), Chowdhury y Miles (1989) excluyen a las empresas que no pagan dividendos y por ello sus resultados pueden verse afectados por un sesgo de selección. Sembenelli (1993) no presta atención alguna al problema, mientras que Kim y Maddala (1992) y Anderson (1989) lo abordan directamente. Arrazola y otros (1992), con datos de corte transversal y con un 40 por cien de empresas que no pagan dividendos ese año, utilizan un procedimiento de estimación en dos etapas, la primera con un modelo *probit* que les permite obtener la λ de Wilks correspondiente a cada empresa, y la segunda con una estimación por mínimos cuadrados que incorpora λ entre las variables explicativas. La ausencia de referencias sobre la utilización de este procedimiento de estimación en datos de panel sugirió sustituirlo por la propuesta de Arellano y Bover (1988) pensada precisamente para este tipo de datos.

La solución utilizada en el trabajo consiste en estimar para cada uno de los T (26) períodos temporales, años, el modelo en forma reducida,

$$D_{it} = a_{0t} + a_{1t}D_{it-2} + a_{2t}CF_{it-2} + a_{3t}DE_{it-2} + a_{4t}E_t + a_{5t}F_{sector} + u_{it},$$

donde DE_{it} es el coeficiente de endeudamiento de la empresa, E es una variable ficticia que toma el valor 1 cuando la empresa tiene un 10 por cien de sus acciones en poder de los bancos, F_{sector} es un conjunto de variables ficticias sectoriales y u_{it} es la perturbación aleatoria. Todas las variables que presentan variabilidad temporal, dividendos, «cash-flow» y endeudamiento, se han desfasado dos períodos con el fin de asegurar su exogeneidad y evitar los sesgos correspondientes en las estimaciones.

El procedimiento utilizado para la estimación, teniendo en cuenta que la variable dividendos es una variable censurada que no toma valores negativos, es el método Tobit. Se supone, pues, que el modelo que explica la decisión de pagar o no dividendos, y el modelo que explica cuántos dividendos pagar, es el mismo⁶.

Los resultados de la estimación quedan resumidos en el Cuadro 2. Entre las 236 observaciones correspondientes a un valor cero de la variable dependiente (no pagar dividendos), el modelo estima 169 negativos, mientras que entre las 1.066 observaciones correspondientes a dividendos positivos en la variable original, el número de predicciones negativas es sólo de 55. El número de valores negativos entre los dividendos previstos, \hat{D}_{it} , es relativamente alto, lo cual significa que el rango de variación de la variable aleatoria \hat{D}_{it} se sitúa razonablemente entre $(-\infty, \infty)$. Por otra parte, la capacidad predictiva dentro del subconjunto de valores positivos de la variable es también aceptable, como pone de manifiesto el número relativamente bajo (55 sobre 1.066) de predicciones negativas.

CUADRO 2
Distribución de los dividendos previstos, \hat{D}_{it}

Valor Medio	Desviación estándar	Máximo	Mínimo	Valores negativos
Dividendos nulos en la variable original (236 observaciones)				
-0,0241	0,04892	0,0717	-0,2891	169
Dividendos positivos en la variable original (1.066 observaciones)				
0,05141	0,04639	0,3534	-0,0430	55

⁶ El método Tobit se comparó con la solución bietápica de Heckman con los datos de 1984, año en que el número de empresas que no pagan dividendos es más alto. La comparación permitió comprobar que el resultado era similar, de manera que el modelo que explica la decisión de pagar o no dividendos explica también la decisión sobre la cantidad de dividendos a pagar.

Una vez obtenidos los valores previstos de la variable D_{it} , \hat{D}_{it} , según el procedimiento descrito, se procede a la estimación de los parámetros β_k en [6] y [7] sustituyendo D_{it} por \hat{D}_{it} en la variable de dividendos. A efectos de comparación, en algunos cuadros se mostrarán también las estimaciones obtenidas con las variables originales censuradas.

La estimación de los parámetros se lleva a cabo utilizando el programa DPD desarrollado por Arellano y Bond (1988), y que se basa en el Método Generalizado de Momentos. Las variables se transforman en primeras diferencias con el objeto de eliminar el efecto fijo específico de cada empresa. En tal caso, si las perturbaciones en la ecuación en niveles son ruido blanco, entonces el modelo en diferencias presenta una estructura MA (1), lo cual implica a su vez que las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) serán inconsistentes. El método generalizado de momentos, al utilizar variables instrumentales, resuelve los problemas de inconsistencia en la estimación.

Al transformar el modelo en primeras diferencias, el término de error de la ecuación transformada será la diferencia en los términos de error de las ecuaciones originales. Por lo tanto, si las variables de «cash-flow» y dividendos son de carácter endógeno, entonces el conjunto de instrumentos válidos se restringiría a retardos de dichas variables a partir de $t-2$. En consecuencia, la estimación de las ecuaciones [6] y [7] que se muestra en el Cuadro 3 se ha obtenido utilizando como instrumentos CF_{it-2} y \hat{D}_{it-s} , $s \geq 2$, juntamente con las variables artificiales de tiempo. El test de Sargan no permite rechazar la hipótesis nula sobre la validez de los instrumentos elegidos, al 5 por cien de significación estadística.

La estimación se realiza con las variables originales, incluidos los ceros y con las variables previstas, \hat{D}_{it} , con el fin de permitir comparaciones entre los resultados con y sin el tratamiento previo de las variables censuradas, así como comparaciones con resultados de otros trabajos previos donde, o bien no se tiene en cuenta el problema de la variable censurada, Sembenelli (1992), o bien se utilizan datos de corte transversal, Arrazola y otros (1992).

Según las estimaciones de las columnas primera y segunda del Cuadro 3, el parámetro de ajuste b que aparece en el modelo original, tiene un valor estimado de 0,632 ($b = 1 - \beta_2 = 1 - 0,368$) cuando se utilizan los dividendos observados, D_{it} , y de 0,739 (1-0,261) cuando se utilizan los dividendos previstos, \hat{D}_{it} . El parámetro r , que expresa la tasa de reparto de dividendos que la empresa tiene marcada como objetivo, muestra un valor estimado, $r = \beta_1 / (1 - \beta_2)$, muy similar en los dos casos (con D_{it} y \hat{D}_{it}) $r = 0,134$ y $r = 0,135$, respectivamente.

Los parámetros obtenidos con nuestras estimaciones son, en cualquier caso, mayores que los obtenidos por Arrazola y otros, $b = 0,57$, con datos de corte transversal, y por Sembenelli (1992) para una muestra de empresas italianas, $b = 0,384$ y $r = 0,083$, si bien estos parámetros aumentan cuando la estimación se restringe a la submuestra de empresas que cotizan en la Bolsa de Italia.

CUADRO 3
Resultados de la estimación del modelo suponiendo que la política de dividendos se ajusta a las condiciones económicas de las empresas

	Variable dependiente (en primeras diferencias)			
	D_{it}	\hat{D}_{it}	D_{it}	\hat{D}_{it}
CF_{it}	0,085 (9,56)	0,1061 (5,22)	0,082 (17,87)	0,1006 (10,59)
D_{it-1}	0,368 (16,19)		0,413 (30,77)	
\hat{D}_{it-1}		0,261 (9,12)		0,332 (21,86)
$A_{it}CF_{it}$			0,029 (12,59)	0,034 (4,016)
$A_{it}D_{it-1}$			-0,097 (-16,01)	
$A_{it}\hat{D}_{it-1}$				-0,177 (-23,45)
$W(1)$	806 (2)	666 (2)	7.172 (4)	2.112 (4)
$W(2)$	143 (21)	257 (21)	1.074 (22)	1.035 (22)
$W(3)$			322 (2)	605 (2)
M_1	-1,882	-3,235	-1,785	-3,175
M_2	0,094	-0,089	-0,089	-0,143
<i>Instrumentos</i>	$D_{it-s}, CF_{t-2} s \geq 2$	$\hat{D}_{it-s}, CF_{t-2} s \geq 2$	$D_{it-s}, CF_{t-2}, A_{it}D_{it-s}, A_{it}CF_{t-2} s \geq 2$	$\hat{D}_{it-s}, CF_{t-2}, A_{it}\hat{D}_{it-s}, A_{it}CF_{t-2} s \geq 2$
	<i>Variables artificiales de tiempo</i>	<i>Variables artificiales de tiempo</i>	<i>Variables artificiales de tiempo</i>	<i>Variables artificiales de tiempo</i>
<i>Test de Sargan</i>	27,16 (20)	26,29 (20)	54,09 (40)	48,71 (40)

Notas: Cada coeficiente estimado se acompaña del estadístico t de Student, robustos a heterocedasticidad, entre paréntesis.

$W(1)$ es el estadístico del test de Wald de significación conjunta de los coeficientes presentados. $W(2)$ es el estadístico del test de Wald de significación conjunta de las variables artificiales de tiempo. $W(3)$ es el mismo test sobre significación conjunta de los coeficientes de las variables multiplicadas por las A_{it} . El estadístico se distribuye como un χ^2 , con los grados de libertad que se muestran en el paréntesis.

M_1 y M_2 son los estadísticos de correlación de primer y segundo orden de los residuos de la regresión, cuya distribución es una normal estandarizada $N(0,1)$.

El test de Sargan es un contraste de las restricciones de sobreidentificación. Se distribuye como una chi-cuadrado con un número grados de libertad igual al número de restricciones menos el número de parámetros estimados. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

Las columnas tercera y cuarta del Cuadro 3 muestran los resultados de estimar la ecuación [7], en la cual se permite una política flexible de dividendos. Tanto en la estimación con D_{it} como con \hat{D}_{it} , los coeficientes de las variables multiplicadas por la dicotómica A_{it} son individual y conjuntamente significativos, lo que permite rechazar el modelo de política rígida representado en la ecuación [6]. Los coeficientes β_3 y β_4 son menores en la estimación con \hat{D}_{it} , que en la estimación con las variables originales (siempre en valores absolutos), pero los signos en cualquier

caso coinciden. Además, puesto que β_1 es negativo y β_3 positivo, la evidencia empírica apunta a que la flexibilidad de la política de dividendos responde al objetivo de señalización y no tanto a la hipótesis de jerarquía financiera.

Teniendo en cuenta los valores estimados de los parámetros β_1 a β_4 en la última columna del Cuadro 3 y su relación con los parámetros originales del modelo, los valores estimados correspondientes al parámetro de ajuste y a la tasa de reparto de dividendos son $b^n = 0,668$, $b^p = 0,845$, $r^n = 0,150$ y $r^p = 0,159$. El coeficiente b^p , que corresponde a la velocidad de ajuste cuando los beneficios aumentan, es mayor que el coeficiente b^n , velocidad de ajuste cuando los beneficios disminuyen. La diferencia entre ambos, 0,177, se corresponde con el coeficiente de la variable $A_{it} \hat{D}_{it-1}$ y es significativamente distinta de cero. Tal como se indicó más arriba, cuando $b^p > b^n$ existe evidencia empírica a favor de la hipótesis que explica el ajuste de la política de dividendos por razones de señalización. La evidencia a favor de esta hipótesis se refuerza al contrastar una relación similar entre $r^p > r^n$.

Ajuste de la tasa de reparto al beneficio a largo plazo. El modelo de Lintner establece una política de dividendos para las empresas basada en distribuir a los accionistas una proporción estable de los beneficios corrientes. Klock y otros (1989) critican la propuesta de Lintner porque en ella se ignoran las expectativas de la empresa sobre sus beneficios futuros y proponen sustituir los beneficios corrientes por otra variable que tenga en cuenta beneficios presentes y futuros, concretamente el valor de mercado de la empresa. Puesto que las variables del modelo de Lintner se normalizan por el valor de los activos a precios de reposición, sustituir los «cash-flow» del período por el valor de mercado de la empresa equivale a expresar el dividendo corriente en función del dividendo pasado y del ratio q de Tobin.

La sustitución del «cash-flow» normalizado por el ratio q de Tobin es también recomendable por otra circunstancia. Los modelos de política de dividendos basados en la teoría de la señalización son, en general, estáticos, mientras que en el trabajo se utiliza para el contraste un modelo de carácter dinámico. El ratio q de Tobin recoge el resultado de la valoración de los beneficios corrientes y esperados a medio y largo plazo, mientras que el «cash-flow» sólo recoge resultados en el corto plazo.

De acuerdo con el modelo propuesto, la incorporación al mismo del ratio q de Tobin supone sustituir Y_t por q_t en la ecuación [2]. El parámetro r representa ahora la tasa de reparto de dividendos en relación al valor de mercado de la empresa, dado que el dividendo se normaliza por el activo a precios de reposición al principio del período.

Los resultados de las nuevas estimaciones se muestran en el Cuadro 4. La hipótesis nula de que la política de dividendos es rígida, $\beta_3 = \beta_4 = 0$, se rechaza de nuevo. El signo negativo del coeficiente β_4 sugiere que los ajustes en la política de dividendos responden a las premisas de la hipótesis de señalización.

El parámetro que mide la velocidad de ajuste muestra unos valores estimados de $b^p = 0,763$ y $b^n = 0,676$, los cuales no difieren sustancialmente de los obtenidos a partir del Cuadro 3. El valor estimado de r^p , 0,021 es dos veces mayor que el

valor estimado de r^n , 0,010, lo cual sugiere que la evolución favorable en la tendencia de los beneficios a largo plazo mueve a las empresas a llevar a cabo ajustes sustanciales en la tasa de reparto, buscando así comunicar al mercado las favorables perspectivas de beneficios futuros.

CUADRO 4
Resultados de la estimación del modelo cuando la tasa de reparto
se fija en función del ratio q

	Variable dependiente (en primeras diferencias)
	\hat{D}_{it}
q_{it}	0,007 (4,76)
\hat{D}_{it-1}	0,324 (39,75)
$B_{it}q_{it}$	0,0081 (4,51)
$B_{it}\hat{D}_{it-1}$	-0,060 (-6,34)
$W(1)$	2,704 (4)
$W(2)$	934 (21)
$W(3)$	49,39 (2)
M_1	-3,310
M_2	0,473
<i>Instrumentos</i>	$\hat{D}_{t-s}, q_{t-2}, B_{it}\hat{D}_{t-s}, B_{it}q_{t-2} \quad s \geq 2$
	<i>Variables artificiales de tiempo</i>
<i>Test de Sargan</i>	48,80 (40)

Notas: B_{it} es una variable artificial que toma el valor uno cuando el ratio q de Tobin aumenta y cero en el resto de los casos.

Cada coeficiente estimado se acompaña del estadístico t de Student, robustos a heterocedasticidad, entre paréntesis.

$W(1)$ es el estadístico del test de Wald de significación conjunta de los coeficientes presentados. $W(2)$ es el estadístico del test de Wald de significación conjunta de las variables artificiales de tiempo. $W(3)$ es el mismo test sobre significación conjunta de los coeficientes de las variables multiplicadas por las B_{it} . El estadístico se distribuye como una χ^2 , con los grados de libertad que se muestran en el paréntesis.

M_1 y M_2 son los estadísticos de correlación de primer y segundo orden de los residuos de la regresión, cuya distribución es una normal estandarizada $N(0,1)$.

El test de Sargan es un contraste de las restricciones de sobreidentificación. Se distribuye como una chi-cuadrado con un número grados de libertad igual al número de restricciones menos el número de parámetros estimados. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

Empresas con alta y baja participación accionarial bancaria. Los problemas de asimetría de información entre administradores y accionistas serán más o menos importantes según la estructura de propiedad de la empresa. En principio cabe esperar que la asimetría aumente según aumenta la dispersión accionarial y que se reduzca con la presencia de inversores institucionales entre los accionistas de la

empresa, en la medida en que éstos aprovechen economías de escala en la obtención de información.

La presencia de bancos entre los accionistas de la empresa permite suponer que la comunicación entre administradores y proveedores de fondos financieros se desarrollará por cauces distintos a los que utilizan las empresas que no cuentan con bancos entre sus accionistas. La presencia de representantes de los bancos en el consejo de administración, por ejemplo, facilitará sin duda un conocimiento privilegiado de los proyectos de inversión de la empresa y sus expectativas de beneficios.

Con la información disponible es posible agrupar a las empresas de la muestra entre aquellas con participación accionarial bancaria significativa (los bancos poseen el 10 por cien o más de las acciones), 28 del total de 73, y empresas sin participación accionarial bancaria. Por sectores, la presencia de empresas con alta participación accionarial bancaria oscila entre el 20 por cien de las empresas en el sector del cemento y el 60 por cien en el sector eléctrico.

La hipótesis que se somete a contraste en este apartado contempla diferencias en los parámetros de ajuste b^p y b^n , del modelo de dividendos, según que la empresa pertenezca al grupo de empresas con participación accionarial bancaria o al grupo sin participación bancaria. Para llevar a cabo el contraste, a las variables explicativas de las ecuaciones [6] y [7] se añaden otras que corresponden a las variables originales del modelo multiplicadas por la variable dicotómica E que toma el valor uno cuando la empresa pertenece al grupo con participación accionarial bancaria, y cero en los demás casos. Los coeficientes de las variables multiplicadas por E recogen los efectos de la estructura de propiedad sobre la política de dividendos de las empresas.

El Cuadro 5 muestra los resultados de la estimación conjunta del modelo ampliado. La significatividad estadística, individual y conjunta, de los coeficientes que permiten diferencias en los parámetros del modelo según la estructura de propiedad de la empresa, correspondientes a las variables multiplicadas por la dicotómica E , y/o de los que permiten diferencias según que los resultados aumenten o disminuyan con respecto al período anterior, variables multiplicadas por la dicotómica A_{it} , indican que ambas circunstancias, propiedad de la empresa y evolución temporal de los resultados, influyen en la definición de la política de dividendos. Descendiendo a resultados más concretos se obtiene que los valores estimados de los coeficientes de ajuste, son $b^n = 0,568$ y $b^p = 0,95$, para las empresas que no tienen bancos entre sus accionistas, y $b^n = 0,668$ y $b^p = 0,487$, para las empresas con accionistas bancarios⁷.

Los valores estimados de los parámetros de ajuste ponen de manifiesto que, en las empresas sin bancos entre sus accionistas, la rapidez de ajuste es mayor cuando los beneficios aumentan que cuando disminuyen, es decir, estaríamos ante resultados similares a los obtenidos a partir del Cuadro 3: en el grupo de empresas sin accionistas bancarios la política de dividendos obedece a objetivos de «señalización». Entre las empresas con accionistas bancarios el resultado es el opuesto, $b^n > b^p$, lo cual indica que estas empresas ajustan su política de dividendos según las premisas de la «jerarquía financiera».

⁷ Los resultados son similares cuando la variable «cash-flow» normalizada se sustituye por el ratio q de Tobin.

Otro resultado destacable es que las diferencias entre los parámetros de ajuste, b^a y b^b , son sensiblemente menores en las empresas con bancos entre su accionariado que en las empresas sin accionistas bancarios: 37 por cien (0,668/0,487) frente a 68 por cien (0,95/0,568). La evidencia sugiere que la presencia de bancos entre los accionistas de la empresa resuelve problemas de información asimétrica entre accionistas y administradores y permite a la empresa una mayor estabilidad en la política de dividendos, aislándola de la evolución temporal de los recursos generados internamente.

CUADRO 5

Resultados de la estimación del modelo permitiendo diferencias en la política de dividendos según la participación accionarial de los bancos

	Variable dependiente (en primeras diferencias)	
	\hat{D}_{it}	\hat{D}_{it}
CF_{it}	0,148 (11,04)	0,193 (10,22)
\hat{D}_{it-1}	0,234 (11,03)	0,431 (8,17)
$A_{it} CF_{it}$		0,052 (3,44)
$A_{it} \hat{D}_{it-1}$		-0,404 (-7,19)
ECF_{it}	-0,134 (-9,52)	-0,183 (6,78)
$E\hat{D}_{it-1}$	0,2191 (6,21)	-0,095 (-1,57)
$EA_{it} CF_{it}$		-0,069 (-4,18)
$EA_{it} \hat{D}_{it-1}$		0,644 (8,74)
$W(1)$	1.226 (4)	2.444 (8)
$W(2)$	1.418 (21)	489 (21)
$W(3)$	91,27 (2)	187 (4)
M_1	-3,222	-4,016
M_2	0,292	0,412
<i>Instrumentos</i>	$\hat{D}_{t-s}, CF_{t-2}, E\hat{D}_{t-s}, ECF_{t-2} \quad s \geq 2$	$\hat{D}_{t-s}, CF_{t-2}, E\hat{D}_{t-s}, ECF_{t-2} \quad s \geq 2$
	<i>Variables artificiales de tiempo</i>	<i>Variables artificiales de tiempo</i>
<i>Test de Sargan</i>	41,84 (40)	37,57 (36)

Notas: E es una variable que toma valor 1 cuando la empresa posee alta participación bancaria y 0 en el resto de casos.

Cada coeficiente estimado se acompaña del estadístico t de Student, robustos a heterocedasticidad, entre paréntesis.

$W(1)$ es el estadístico del test de Wald de significación conjunta de los coeficientes presentados. $W(2)$ es el estadístico del test de Wald de significación conjunta de las variables artificiales de tiempo. $W(3)$ es el mismo test sobre significación conjunta de los coeficientes de las variables multiplicadas por la E y EA_{it} respectivamente. El estadístico se distribuye como una χ^2 , con los grados de libertad que se muestran en el paréntesis.

M_1 y M_2 son los estadísticos de correlación de primer y segundo orden de los residuos de la regresión, cuya distribución es una normal estandarizada $N(0,1)$.

El test de Sargan es un contraste de las restricciones de sobreidentificación. Se distribuye como una chi-cuadrado con un número grados de libertad igual al número de restricciones menos el número de parámetros estimados. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis.

5. Conclusión

La política de dividendos de la empresa constituye un tema de permanente interés en la economía financiera. Este trabajo aporta evidencia, a partir de una muestra de empresas españolas que cotizan en bolsa, sobre determinantes de la política de dividendos relacionados con problemas de asimetrías de información entre los gerentes de la empresa y el mercado de capitales. En particular se trata de discernir si tales problemas de información asimétrica quedan reflejados en una política de dividendos que responde a las premisas de la «jerarquía financiera» de fondos, o a las premisas de la «señalización», es decir, la comunicación de información entre la empresa y el mercado.

Los resultados del trabajo indican que, en general, la política de dividendos de la empresa es relativamente rígida de acuerdo con las pautas del modelo propuesto por Lintner, pero la hipótesis de que esa política es insensible a cambios en las condiciones económicas en que se desenvuelven las empresas se rechaza claramente, sobre todo cuando las empresas no poseen entre sus accionistas a bancos u otros intermediarios financieros. El ajuste de las políticas de dividendos entre las empresas no vinculadas a grupos bancarios, responde a la hipótesis de que éstas deben superar problemas de comunicación con los inversores externos a la hora de transmitirles información sobre la calidad de los proyectos que constituyen su cartera de inversión (hipótesis de que la política de dividendos se ajusta para dar señales al mercado sobre las oportunidades de beneficios futuros). Las empresas donde existen accionistas bancarios muestran, en cambio, una mayor estabilidad en los parámetros de la política de dividendos ante cambios en los niveles de recursos generados. Ello sugiere que la participación de los bancos en el capital de la empresa facilita la comunicación entre acreedores financieros y gestores, atenúa los problemas de asimetrías de información y proporciona liquidez para que la convergencia hacia el dividendo deseado recorra una senda más estable.

Nuestras conclusiones difieren de los resultados obtenidos en otros trabajos como los de Nakamura y Sembenelli que, con una metodología similar, concluyen que la política de dividendos se ajusta de acuerdo con las predicciones que se derivan de suponer una «jerarquía financiera» de los fondos a utilizar en la financiación de los proyectos de inversión. La hipótesis de jerarquía financiera se acepta en nuestro caso para las empresas donde los bancos poseen una participación accionarial significativa, situación generalizada entre las empresas japonesas que analiza Nakamura. En cuanto a los resultados de Arrazola y otros, su conclusión de que la sensibilidad de los dividendos a la inversión y a la situación financiera de las empresas indica la existencia de restricciones financieras y/o una jerarquía sobre las fuentes de fondos a utilizar es discutida por nuestros resultados en el sentido de que, con su metodología, no es posible discernir si esa sensibilidad obedece a la hipótesis de jerarquía financiera o al objetivo de señalización. Cuando se hace esta distinción, la teoría de la señalización se impone, como regla general, sobre la de la jerarquía financiera, al menos en una muestra de empresas donde todas cotizan en el mercado bursátil.

Referencias

- Anderson, G. (1989): «Tobit models with heteroskedasticity: A panel based study of dividend behavior of firms», Economics Discussion Paper, McMaster University, Hamilton, Canada.
- Arazola, M.; Mato, G. y De Hevia, J. (1992): «Determinantes de la distribución de dividendos», *Investigaciones Económicas* 16, pp. 235-258.
- Arellano, M. y Bond, S. (1988): «Dynamic panel data estimation using DPD-a guide for user». Working Paper 88/15, Institute for Fiscal Studies, London.
- Arellano, M. y Bover, O. (1988): «Estimating dynamic limited-dependent variable models from panel data with an application to female labour supply», Nuffield College, Oxford.
- Bhattacharya, S. (1979): «Imperfect information, dividend policy and the 'bird in the hand' fallacy», *Bell Journal of Economics* 10, pp. 259-270.
- Bhattacharya, S. (1980): «Nondissipative signalling structures and dividend policy», *Quarterly Journal of Economics* 95, pp. 1-24.
- Black, F. (1976): «The dividend puzzle», *Journal of Portfolio Management* 2, pp. 5-8.
- Bond, S. y Meghir, C. (1990): «Dynamic investment models and the firm's financial policy. «Working Paper of the Network in Financial Markets N.º 13, Centre for Economic Policy Research, London.
- Chowdhury, G. y Miles, D. (1989): «Modelling companies' debt and dividend decisions whit company accounts data», *Applied Economics* 21, pp. 1.483-1.508.
- Cragg, J. (1986): «The relationship of dividend payments to the characteristics of the earnings stream of corporations» in Preston, M. H. y Quandt, R. E. (eds.), *Prices, Competition and Equilibrium*, Barnes and Noble, New York.
- Easterbrook, F. H. (1984): «The agency-cost explanation of dividends». *American Economic Review* 74, pp. 650-659.
- Espitia, M. (1985): «Aplicaciones microeconómicas de la q de Tobin», Tesis Doctoral, Universidad de Zaragoza.
- Fama, E. F. y Blacik, H. (1968): «Dividend policy: an empirical analysis». *Journal of the American Statistical Association* 63, pp. 1.132-1.161.
- Fazzari, M.; Hubbard, R. G. y Petersen, B. C. (1988): «Financing constraints and corporate investment», *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 141-195.
- Giner, E. (1993): «Inversión y ratio Q de Tobin: Estudio empírico con datos empresariales españoles» en *La Industria y el comportamiento de las empresas españolas (Ensayos en homenaje a Gonzalo Mato)*, Delado, J, Martín, C. y Rodríguez Romero (eds.). Alianza Editorial, Madrid.
- Heckman, J. y Macurdy, T. (1980): «A life cycle model of female labor supply», *Review of Economic Studies* 47, pp. 47-74.
- Kim, B. y Maddala, G. S. (1992): «Estimation and specification analysis of models of dividend behaviour based on censored panel data», en Raj. Baltagi (eds.) *Panel Data Analysis*. Springer-Verlag.
- Kose, J. y Williams, J. (1985): «Dividends, dilution, and taxes: a signalling equilibrium», *Journal of Finance* 40, pp. 1.053-1.070.
- Klock, S; Carter, S. y Clifford, F. (1989): «Tobin's q and dividend determination», *Review of Business and Economic Research*, pp. 75-84.
- Labeaga, J. M. (1992): «Dynamic panel data with limited -dependent variables: an application to the demand for tobacco», Documento de trabajo 9201. Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Lintner, J. (1956): «Distribution of income of corporations among dividends, retained earnings and taxes», *American Economic Review* 46, pp. 97-113.

- Maddala, G. S. (1987): «Limited dependent variable models using panel data» *Journal of Human Resources* 22, pp. 307-338.
- Miller, M. y Modigliani, F. (1961): «Dividend policy, growth, and the valuation of shares» *Journal of Business* 34, pp. 411-433.
- Miller, M. y Rock, K. (1985): «Dividend policy under asymmetric information», *Journal of Finance* 40, pp. 1.031-1.051.
- Myers, S. C. y Majluf, N. S. (1984): «Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have», *Journal of Financial Economics* 13, pp. 187-221.
- Nakamura, M. (1989): «Asymmetry in the dividend behaviour of US and Japanese firms», *Managerial and Decision Economics* 10, pp. 261-274.
- Nakamura, A. y Nakamura, M. (1985): «Rational expectations and the firm's dividend behaviour», *Review of Economics and Statistics* 60, pp. 5-15.
- Semenelli, A. (1993): «Signalling, financial hierarchy and agency theory as explanations for dividend behaviour: Evidence from Italian firm data», *Managerial and Decision Economics* 14, pp. 37-45.

Abstract

This paper investigates the dividend policy of Spanish firms quoted in the Stock Market during the period 1963-1988. The dividend policy is formulated in terms of a modified version of the Lintner (1956) model in which the parameters of the model are allowed to vary according with the economic conditions faced by the firm in each period. The sign of the variation indicates if the firms' dividend policy is dictated by a preference for retained earnings over external funds in financing investment, or by the purpose of signaling to the financial markets the economic prospects of the firm. The conclusions depend on the firms' ownership structure.

Recepción del original, de septiembre 1994
Versión final, septiembre de 1995