

Manuel
Espitia Escuer
y Francisco
Javier Ruiz
Cabestre

*Universidad
de Zaragoza*

EL VALOR INFORMATIVO DE LOS DIVIDENDOS SOBRE LOS BENEFICIOS FUTUROS EN EL MERCADO DE CAPITALES ESPAÑOL

Resumen.—Abstract.—1. Introducción.—2. Estudio y base de datos.—3. Análisis y resultados: 3.1. Modelo de Watts. 3.2. Cambios en los dividendos actuales y subsiguientes cambios en los beneficios futuros.—4. Conclusiones.—Bibliografía.

RESUMEN

EL presente trabajo investiga el valor informativo de los dividendos sobre los beneficios futuros en el mercado de capitales. Para ello, el estudio se centra, principalmente, en el examen de los cambios en los beneficios como consecuencia de los cambios en los dividendos precedentes para las acciones más significativas de la Bolsa de Madrid y durante el período 1987-1991, concluyéndose que los dividendos contienen información sobre los beneficios futuros.

PALABRAS CLAVE: valor informativo de los dividendos, relación dividendos-beneficios futuros, dividendos.

ABSTRACT

The present work investigates the dividends informative value on the future benefits in the capital market. For this, the study is focused,

mainly, in the changes in the benefits as consequence of the changes in the preceding dividends for the most meaningful securities in the Madrid Stock Exchange and during the period 1987-1991. We can conclude that dividends contains information on the future benefits.

1. INTRODUCCION

Desde que Miller y Modigliani (1961), en su trabajo pionero «Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Share», demostraron que la política de dividendos en mercados perfectos es irrelevante para el accionista y sugirieron la hipótesis de que los dividendos pueden transmitir información sobre las expectativas que los directivos de las empresas tienen ante los beneficios futuros, conocida como «hipótesis del contenido informativo de los dividendos»; son numerosos los estudios que han intentado constatar el valor informativo de los dividendos sobre los beneficios futuros.

Dicha hipótesis, basada en asimetrías de información y desarrollada, entre otros, en los trabajos de Ross (1977), Bhattacharya (1980), Miller y Rock (1985) y Williams (1988), establece que los directivos hacen uso de los dividendos para transmitir información al mercado acerca de las expectativas sobre los beneficios futuros, como así, tempranamente, Pettit (1972, p. 994) lo indica:

«...el directivo de una empresa puede usar los pagos de dividendos (o una parte de ellos) como método indicativo de sus estimaciones sobre los beneficios futuros de la empresa».

y señala qué cambios en los dividendos actuales deberán ir acompañados de cambios en los beneficios futuros.

De esta forma, los estudios que han analizado el valor informativo que los dividendos tienen sobre los beneficios futuros y que mayoritariamente, para diferentes mercados, principalmente el americano, y diversos períodos, han proporcionado evidencia favorable, destacando, entre otros, Watts (1973); Brickley (1983); Lobo, Nair y Song (1986); Ofer y Siegel (1987); Healy y Palepu (1988), y Manakyan y Carroll (1990); se han centrado, fundamentalmente, en el análisis de la relación existente entre los cambios en los dividendos y los subsiguientes cambios en los beneficios ya que, en principio, los cambios en los dividendos actuales sólo tendrán valor informativo, si van acompañados de cambios en los beneficios futuros. Así, el examen de la relación existente entre los cambios en los

videndos y los subsiguientes cambios en los beneficios permite contrastar si los dividendos contienen información sobre los beneficios futuros de las empresas.

En el presente trabajo se investigará la relación existente entre los cambios en los dividendos y los subsiguientes cambios en los beneficios en el mercado de capitales español, contrastándose si los dividendos contienen información sobre los beneficios futuros o si, por el contrario, los dividendos actuales no están relacionados con los beneficios futuros. Para ello, el estudio se centrará, principalmente, en el examen de los cambios en los beneficios como consecuencia de los cambios en los dividendos precedentes para las acciones más significativas de la Bolsa de Madrid y durante el período 1987-1991.

El trabajo, en lo que resta, se estructura de la siguiente forma: el apartado segundo señala el planteamiento del estudio y la base de datos utilizada, el tercero presenta los análisis realizados y sus resultados y, por último, el apartado cuarto indica las conclusiones más significativas del estudio.

2. ESTUDIO Y BASE DE DATOS

La consideración que hace el mercado de la política de dividendos de las empresas va más allá de la mera aceptación de rentas residuales para el accionista. Los dividendos pueden tener un valor adicional como mecanismo de transmisión de información. En consecuencia, la política de dividendos reflejará tanto el pago de rentas a los accionistas como la información que los gestores transmiten al mercado sobre la marcha de la empresa. Los aumentos en los dividendos percibidos por los accionistas serán una indicación de la buena marcha de la empresa y, por tanto, cabe esperar que los beneficios futuros aumenten como consecuencia de este hecho.

Los intentos de modelización de esta relación se inician con planteamientos *ad hoc* en los que se establece una relación lineal entre el beneficio futuro y los beneficios y dividendos corrientes y pasados, conocida como modelo de Watts. No obstante, debido a los serios problemas de heteroscedasticidad que plantea dicha relación, la modelización se abandona y el análisis se concreta, principalmente, siguiendo los estudios de Brickley (1983); Healy y Palepu (1988); Born, Moser y Officer (1988), y Manakyan y Carrol (1990); en el examen de la relación existente entre los cambios en los dividendos del ejercicio actual y los subsiguientes cam-

bios en los beneficios del ejercicio siguiente, a través del estudio de los cambios en los beneficios como consecuencia de cambios en los dividendos precedentes, utilizándose para ello, como se describen en el apartado siguiente, tanto contrastes paramétricos como no paramétricos.

En este sentido, para analizar el valor informativo que los dividendos tienen sobre los beneficios futuros, y poder obtener resultados que permitan su generalización, se ha elaborado una amplia base de datos representativa del mercado de capitales español durante el período de 1987 a 1991.

Así, de las acciones que componen el índice general de la Bolsa de Madrid en 1991, se han seleccionado aquellas más representativas y a partir de esta muestra de 61 acciones en total, que representan el 97,43% sobre dicho índice, retrocediendo en el tiempo hasta el año 1987, se ha construido la base de datos, en función de la disponibilidad de los mismos, teniendo en cuenta que fue necesario disponer de los datos de 1991 para poder calibrar el valor informativo de los dividendos de 1991.

La tabla 1 recoge, para cada año del período de estudio, el número de acciones que componen el índice general de la Bolsa de Madrid, la base de datos y el peso de la base de datos sobre el índice general.

Por consiguiente, los datos de la tabla 1 indican que la base de datos es altamente representativa de la Bolsa de Madrid durante el período 1987-1991.

La tabla 2 incluye las acciones que forman parte de la base de datos así como el horizonte temporal de disposición de datos.

Esta tabla muestra que el número de acciones que soportan todo el período de estudio es de 55, Acerinox, Aumar y Acesa entran a formar parte de la base de datos en el año 1988, y Campofrío, Prima Inmobiliaria y Repsol lo hacen en 1989.

TABLA 1
REPRESENTATIVIDAD DE LA BASE DE DATOS

Años	Número de acciones del índice general	Número de acciones de la base de datos	Peso de la base de datos sobre el índice general
1987	72	55	93,06
1988	73	58	94,95
1989	74	61	93,82
1990	75	61	95,24
1991	70	61	97,43

TABLA 2
COMPOSICION DE LA BASE DE DATOS

<i>Acciones</i>	<i>Tiempo</i>	<i>Acciones</i>	<i>Tiempo</i>	<i>Acciones</i>	<i>Tiempo</i>
B. Andalucía	87-91	Tabacalera	87-91	Citroën	87-91
B. Bil. Viz.	87-91	Viscofan	87-91	F. Renault	87-91
B. Central H.	87-91	Asland	87-91	N. Motor I.	87-91
Banesto	87-91	P. Valderrivas	87-91	Acerinox	88-91
B. Exterior	87-91	Valenciana	87-91	D. Felguera	87-91
Bankinter	87-91	Cristalería	87-91	Amper	87-91
B. Pastor	87-91	Uralita	87-91	A. Tudor	87-91
B. Popular	87-91	Cubiertas	87-91	Zardoya Otis	87-91
B. Santander	87-91	Dragados	87-91	Cepsa	87-91
B. Zaragozano	87-91	F. Const.C.	87-91	Repsol	89-91
Gas Natural	87-91	El Encinar	87-91	BP Oil España	87-91
Endesa	87-91	I. Metrovacesa	87-91	E. I. Aragonesas	87-91
Fecsa	87-91	P. Inmob.	89-91	Ercros	87-91
H. Cantábrico	87-91	I. Urbis	87-91	Papelera	87-91
Iberdrola I	87-91	Vallehermoso	87-91	Sarrió	87-91
Sevillana	87-91	G. Inversiones	87-91	Sniace	87-91
U.E. Fenosa	87-91	C. Banesto	87-91	C. Mapfre	87-91
El Aguila	87-91	C. F. Alba	87-91	U. y Fénix	87-91
Campofrío	89-91	Telefónica	87-91	Finanzauto	87-91
G. Azucarera	87-91	Aumar	88-91		
Ebro Agrícolas	87-91	Acesa	88-91		

Los datos sobre dividendos por acción y beneficios por acción, en adelante denotados como DPA y BPA, fueron tomados del boletín de información que sobre bolsa pública el Banco Central Hispano, denominado «Pulso Bursátil», así como de la publicación «Sociedades que Cotizan en Bolsa», igualmente editada por dicho banco (1).

(1) Dichos datos fueron comprobados exhaustivamente, utilizándose para ello los boletines de información que sobre bolsa publican el Banco Español de Crédito y las Cajas de Ahorro Confederadas, denominados «Boletín de Información Financiera» e «Información de Valores», respectivamente, y la publicación «Bolsa de Madrid», editada, inicialmente, por el Servicio de Estudio de la Bolsa de Madrid y, posteriormente, la Sociedad Rectora de la Bolsa de Madrid.

A partir de estos datos, se realizaron los ajustes pertinentes por agrupamientos y desdoblamientos de acciones.

La tabla 3 recoge los agrupamientos y desdoblamientos que las acciones de la base de datos han sufrido durante el período de estudio.

3. ANALISIS Y RESULTADOS

3.1. MODELO DE WATTS

Siguiendo el planteamiento de Watts (1973) y en línea con el trabajo de Grande (1985), la relación existente entre los dividendos actuales y los beneficios futuros, conocida como modelo de Watts, se obtiene a través de la estimación, para cada uno de los ejercicios, de la siguiente regresión:

$$BPAi_{t+1} = \beta_0 t + \beta_1 t \cdot BPAi_t + \beta_2 t \cdot BPAi_{t-1} + \beta_3 t \cdot DPAi_t + \beta_4 t \cdot DPAi_{t-1} + U_i t \quad [1]$$

donde:

$BPAi_t$ = beneficio por acción de la empresa i en el ejercicio t .

$DPAi_t$ = dividendo por acción de la empresa i en el ejercicio t .

$U_i t$ = perturbación aleatoria.

Dicho modelo refleja que el volumen de los dividendos actuales y pasados contribuyen a mejorar la estimación de los beneficios futuros. Así, si

TABLA 3
AGRUPAMIENTOS Y DESDOBLAMIENTOS DE LAS ACCIONES
DE LA BASE DE DATOS

<i>Acciones</i>	<i>Fecha</i>	<i>Tipo de operación</i>	<i>Proporción</i>
Banesto	22-06-87	Agrupamiento	1 × 2
Bankinter	07-09-87	Desdoblamiento	2 × 1
Ebro Agrícolas	30-10-89	Desdoblamiento	7 × 1
Viscofan	19-12-89	Desdoblamiento	5 × 1
B. Bil. Viz.	24-03-90	Desdoblamiento	2 × 1
F. Const. C.	09-03-92	Agrupamiento	1 × 2

la dirección de una empresa espera unos beneficios más altos para el ejercicio $t+1$, los dividendos por acción del ejercicio t serán más elevados que los que cabe esperar; de acuerdo con los beneficios por acción del ejercicio t . Consecuentemente, si los dividendos transmiten información sobre los beneficios futuros, el coeficiente de regresión estimado de los dividendos actuales en la ecuación [3], es decir, $\hat{\beta}_3$, debería ser positivo y estadísticamente significativo.

La tabla 4 sintetiza los resultados de la estimación, por mínimos cuadrados ordinarios, del modelo de Watts para cada uno de los ejercicios del período 1987-1991.

Los resultados de la tabla 4, para cada uno de los ejercicios, revelan un grave problema de heteroscedasticidad (2), con la excepción del ejercicio de 1989, como así lo manifiesta el test de White, W. Este problema de heteroscedasticidad, típico de los datos de corte transversal, que se produce cuando la varianza de la perturbación aleatoria no es constante, determina que la estimación del modelo por mínimos cuadrados ordinarios sea no válida, ya que los estimadores de los coeficientes de regresión son no óptimos, aunque siguen siendo lineales e insesgados, y los contrastes de hipótesis sobre los mismos son incorrectos, y que la estimación por mínimos cuadrados generalizados sea inoperante, puesto que se desconoce la forma funcional de la heteroscedasticidad.

Por tanto, a la vista de los resultados obtenidos, se puede señalar que, en el mercado de capitales español y para cada ejercicio del período 1987-1991, el modelo de Watts no permite calibrar de forma correcta la relación existente entre los dividendos actuales y los beneficios futuros, ni tan siquiera para el ejercicio 1989, ya que, aunque en dicho ejercicio el modelo no presenta problemas serios de heteroscedasticidad y autocorrelación, es un modelo anidado donde las variables realmente importantes son el beneficio por acción del ejercicio 1988 y el dividendo por acción del mismo ejercicio.

La tabla 5 muestra los resultados de la estimación, por mínimos cuadrados ordinarios, del modelo de Watts para el ejercicio 1989.

Sin embargo, a pesar de que el modelo de Watts no permite especificar de forma correcta la relación existente entre los dividendos actuales y los beneficios futuros, eso no es óbice para la existencia de la misma. Así, siguiendo el planteamiento de Manakyan y Carroll (1990), se anali-

(2) Grande (1985) con el objeto de eliminar problemas de heteroscedasticidad toma las magnitudes de las variables en valores por acción, sin embargo, como puede observarse dicho problema no queda resuelto.

TABLA 4
ESTIMACION, POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS, DEL
MODELO DE WATTS PARA CADA EJERCICIO

EJERCICIO 1987					
Número de empresas: 55					
$\hat{BPA}_{188} = 2,471 + 1,159 BPA_{187} - 0,564 BPA_{186} + 3,347 DPA_{187} - 2,192 DPA_{186}$					
t-student	0,063	8,257**	-1,740	3,306**	-1,684
W = 53,068** D-W = 1,837 R ² = 0,8511 \bar{R}^2 = 0,8392 F = 71,440**					
EJERCICIO 1988					
Número de empresas: 58					
$\hat{BPA}_{189} = 61,486 + 0,865 BPA_{188} + 0,191 BPA_{187} - 1,895 DPA_{188} + 1,872 DPA_{187}$					
t-student	1,552	6,687**	1,314	-2,380*	2,042*
W = 30,056** D-W = 2,005 R ² = 0,8568 \bar{R}^2 = 0,8460 F = 79,258**					
EJERCICIO 1989					
Número de empresas: 61					
$\hat{BPA}_{190} = -24,415 + 0,692 BPA_{189} - 1,124 BPA_{188} + 0,885 DPA_{189} - 0,214 DPA_{188}$					
t-student	-0,833	6,820**	-1,113	2,071*	0,448
W = 18,244 D-W = 1,767 R ² = 0,8717 \bar{R}^2 = 0,8625 F = 95,113**					
EJERCICIO 1990					
Número de empresas: 61					
$\hat{BPA}_{191} = -37,609 + 0,924 BPA_{190} - 0,125 BPA_{189} + 0,960 DPA_{187} - 0,244 DPA_{188}$					
t-student	-1,455	7,718**	-1,521	2,129*	-0,503
W = 27,491* D-W = 1,935 R ² = 0,9077 \bar{R}^2 = 0,9011 F = 137,699**					
EJERCICIO 1991					
Número de empresas: 61					
$\hat{BPA}_{192} = -35,923 + 1,098 BPA_{191} - 0,207 BPA_{190} - 0,536 DPA_{191} + 0,675 DPA_{190}$					
t-student	-1,303	6,901**	-1,630	-1,472	1,960
W = 37,662** D-W = 1,683 R ² = 0,8923 \bar{R}^2 = 0,8846 F = 116,024**					

* significativo al 95% de confianza.

** significativo al 99% de confianza.

TABLA 5
ESTIMACION, POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS, DEL
MODELO DE WATTS PARA EL EJERCICIO 1989

EJERCICIO 1989					
Número de empresas: 61					
\hat{BPA}_{190}	$= -22,114$	$+ 0,591$	BPA_{i89}	$+ 1,019$	DPA_{i89}
t-student	-0,766	13,376**		6,420**	
$W = 11,550$	$D-W = 1,715$	$R^2 = 0,8688$	$\bar{R}^2 = 0,8643$	$F = 192,120$	$**$

** significativo al 99% de confianza.

za el coeficiente de correlación de Spearman, que se denota como CCS, entre los dividendos por acción del ejercicio t y los beneficios por acción del ejercicio t+1, para ver si es positivo y estadísticamente significativo.

El coeficiente de correlación de Spearman se define como:

$$CCS = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^N d_i^2}{N \cdot (N^2 - 1)} \quad [2]$$

donde:

d_i = diferencia ordinal entre cada par de observaciones de las variables $DPA_i t$ y $BPA_i t+1$.

Y a partir del estadístico z-valor especificado como:

$$Z\text{-valor} = \frac{CCS}{\frac{1,04}{\sqrt{N-1}}} \quad [3]$$

se puede contrastar si el coeficiente de correlación de Spearman es igual a cero.

El coeficiente de correlación de Spearman entre el dividendo por acción del ejercicio t y el beneficio por acción del ejercicio t+1 y su estadístico z-valor, para el conjunto de los 296 dividendos por acción y durante el período 1987-1991, es 0,7373 y 12,18, respectivamente, lo cual permite

afirmar que existe una relación positiva y significativa, al 99% de confianza, entre los dividendos actuales y los beneficios futuros.

Por tanto, se puede indicar que, en el mercado español de capitales, existe una relación positiva y significativa entre los dividendos actuales y los beneficios futuros.

3.2. CAMBIOS EN LOS DIVIDENDOS ACTUALES Y SUBSIGUIENTES CAMBIOS EN LOS BENEFICIOS FUTUROS

En un nuevo intento de analizar el contenido informativo que los dividendos tienen sobre los beneficios futuros, y de acuerdo con los trabajos de Watts (1973), Brickley (1983), Healy y Palepu (1988), Born, Morse y Officer (1988) y Manakyan y Carroll (1990), se examina la relación existente entre los cambios en los dividendos del ejercicio actual y los subsiguientes cambios en los beneficios del ejercicio siguiente.

La tabla 6 recoge y describe el conjunto de cambios que los dividendos por acción del ejercicio t y los beneficios por acción del ejercicio $t+1$ han experimentado durante el período 1987-1991.

Los datos de la tabla 6, además de señalar que las empresas españolas tienen una fuerte reticencia a disminuir los dividendos por acción, parecen sugerir que los cambios en los dividendos por acción del ejercicio t están relacionados con los cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$.

TABLA 6
CAMBIOS EN LOS BENEFICIOS POR ACCION DEL EJERCICIO $t+1$
PRECEDIDOS DE CAMBIOS EN LOS DIVIDENDOS POR ACCION DEL
EJERCICIO t

	$\Delta \text{BPAi } t+1$ negativo	$\Delta \text{BPAi } t+1$ positivo	Total
$\Delta \text{DPAi } t$ negativo	18	10	28
$\Delta \text{DPAi } t$ neutro	57	60	117
$\Delta \text{DPAi } t$ positivo	60	91	151
Total	135	161	296

Para investigar la relación existente entre estas variables, se utiliza, de forma similar a los estudios de Watts (1973) y Kalay y Loewenstein (1986), el test de independencia.

El test de independencia, cuyo estadístico se distribuye como una chi-cuadrado con dos grados de libertad y se especifica, a partir de la notación de la tabla 6, como:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^2 \frac{(N_{ij} - \frac{N_{i.} \cdot N_{.j}}{N})^2}{\frac{N_{i.} \cdot N_{.j}}{N}} \quad [4]$$

donde:

N_{ij} = número de observaciones de las variables $\Delta DPA_{i,t}$ y $\Delta BPA_{i,t+1}$ correspondientes a la fila i y columna j .

$N_{i.}$ = número de observaciones de las variables $\Delta DPA_{i,t}$ y $\Delta BPA_{i,t+1}$ correspondientes a la fila i .

$N_{.j}$ = número de observaciones de las variables $\Delta DPA_{i,t}$ y $\Delta BPA_{i,t+1}$ correspondientes a la columna j .

permite contrastar si los cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$ son independientes de los cambios en los dividendos por acción del ejercicio t .

El resultado del contraste de la chi-cuadrado con dos grados de libertad determina un valor de 6,493, que es estadísticamente significativa al 95% de confianza, lo cual permite afirmar que existe una relación significativa entre los cambios en los dividendos por acción del ejercicio t y los cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$.

Por tanto, se puede concluir que, en el mercado de capitales español, existe una relación significativa entre los cambios en los dividendos actuales y los cambios en los beneficios futuros.

Así, dada la existencia de dicha relación y siguiendo los estudios de Brickley (1983), Born, Moser y Officer (1988) y Manakyan y Carroll (1990), el conjunto de cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$ fueron agrupados, de acuerdo con las filas de la tabla 21, en tres categorías, en función de que el cambio en el dividendo por acción del ejercicio t fuese negativo, neutro o positivo, denotándose $\Delta BPA_{i,t+1}^1$, $\Delta BPA_{i,t+1}^2$ o $\Delta BPA_{i,t+1}^3$, respectivamente, investigándose para cada una de las tres categorías las distribuciones de los cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$. Para ello, asumiéndose independencia en los cambios de los beneficios por acción del ejercicio $t+1$, lo cual es un hecho al tratarse de cambios en los beneficios por acción de diferentes empresas y

ejercicios, el teorema central del límite garantiza que las distribuciones de éstos se aproximan a unas distribuciones normales, conforme el número de cambios se incrementa, y permite especificar el estadístico t-student con N_j-1 grados de libertad para cada una de las categorías de cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$ como:

$$t\text{-student} = \frac{\text{Media}(\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1})}{\frac{\text{Desv. típ.}(\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1})}{\sqrt{N_j-1}}} \quad [5]$$

donde:

$$\text{Media}(\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}) = \frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} (\Delta BPA^j_{i,t+1})$$

$$\text{Desv. típ.}(\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}) = \sqrt{\frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} \left((\Delta BPA^j_{i,t+1}) - \text{Media}(\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}) \right)^2}$$

para contrastar si el cambio medio en el beneficio por acción del ejercicio $t+1$ para la categoría j es nulo.

La tabla 7 sintetiza los resultados de los contrastes sobre las tres categorías de cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$, producidos por cambios negativos, neutros o positivos en los dividendos por acción del ejercicio t durante el período 1987-1991.

TABLA 7
CONTRASTES SOBRE LAS TRES CATEGORIAS DE CAMBIOS
EN LOS BENEFICIOS POR ACCION DEL EJERCICIO $t+1$,
PRODUCIDOS POR CAMBIOS NEGATIVOS, NEUTROS O POSITIVOS
EN LOS DIVIDENDOS POR ACCION DEL EJERCICIO t

Contrastes	$\Delta BPA^1_{i,t+1}$	$\Delta BPA^2_{i,t+1}$	$\Delta BPA^3_{i,t+1}$
Media	-32,56	-27,57	33,40
Desv.típ.	208,80	184,77	206,91
t-student	-0,810	-1,607	1,977*

* significativo al 95% de confianza.

Los resultados de la tabla 7 indican que sólo cuando los cambios en los dividendos por acción del ejercicio t son positivos, se produce un cambio medio en el beneficio por acción del ejercicio t+1 positivo y estadísticamente significativo, al 95% de confianza. Sin embargo, cuando los cambios en los dividendos por acción del ejercicio t son negativos o neutros, los cambios medios en los beneficios por acción del ejercicio t+1 son no significativos.

A este mismo resultado se llega utilizando el test de la mediana para cada una de las tres categorías de cambios en los beneficios por acción del ejercicio t+1, teniendo en cuenta que, su estadístico, se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad y se especifica, para la categoría j, como:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^2 \frac{(N_{ij} - \frac{N_j}{2})^2}{\frac{N_j}{2}} \quad [6]$$

donde:

N_{1j} = número de observaciones de la variable $\Delta BPA_{i,t+1}^j$ menores que cero.

N_{2j} = número de observaciones de la variable $\Delta BPA_{i,t+1}^j$ mayores que cero.

Por tanto, se puede señalar que, en el mercado de capitales español, sólo cuando se produce un cambio positivo en los dividendos actuales, se puede esperar un cambio positivo y significativo en los beneficios futuros.

Además, también interesa analizar las diferencias existentes entre las tres categorías de cambios en los beneficios por acción del ejercicio t+1, producidos por cambios negativos, neutros o positivos en los dividendos por acción del ejercicio t. Así, siguiendo a Pettit (1972), Morgan (1982), Brickley (1983), Eddy y Seifert (1988) y Schatzberg y Datta (1992), se plantea el análisis de la varianza.

El análisis de la varianza, cuyo estadístico se distribuye como una F de Fisher con 2 y N-3 grados de libertad y se especifica como:

$$F_{(2; N-3)} = \frac{\sum_{j=1}^3 N_j \cdot \left(\text{Media}(\Delta \tilde{BPA}_{i,t+1}^j) - \text{Media}(\Delta \tilde{BPA}_{i,t+1}) \right)^2}{\sum_{j=1}^3 N_j \cdot \left(\text{Desv. t\acute{p.}}(\Delta \tilde{BPA}_{i,t+1}^j) \right)^2} \cdot \frac{N-3}{2} \quad [7]$$

donde:

$$\text{Media } (\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}) = \frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} (\Delta BPA^j_{i,t+1})$$

$$\text{Media } (\Delta \tilde{BPA}_{i,t+1}) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (\Delta BPA_{i,t+1})$$

$$\text{Desv. úp. } (\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}) = \sqrt{\frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} \left((\Delta BPA^j_{i,t+1}) - \text{Media } (\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}) \right)^2}$$

permite contrastar si los cambios medios en los beneficios por acción del ejercicio t+1, producidos por cambios negativos, neutros o positivos en los dividendos por acción del ejercicio t, son iguales.

El resultado del contraste de la F de Fisher con 2 y 232 grados de libertad determina un valor de 3,566, que es estadísticamente significativo al 95% de confianza, lo cual permite afirmar que existen diferencias significativas entre los cambios medios en los beneficios por acción del ejercicio t+1 de las tres categorías.

Por tanto, se puede concluir que, en el mercado de capitales español, existen diferencias significativas entre los de cambios en los beneficios futuros producidos por cambios en los dividendos actuales.

Indicada y constatada la existencia de dichas diferencias, queda por investigar dónde se encuentran localizadas las mismas. Para ello, se utiliza el método de Scheffe del análisis de la varianza.

El método de Scheffe del análisis de la varianza, cuyo estadístico se distribuye como una F de Fisher con 2 y N-3 grados de libertad y se especifica para cada par de categorías, por ejemplo, para las categorías uno y dos, como:

$$F_{(2;N-3)}^{1,2} = \frac{N_1 \cdot N_2 \left(\text{Media } (\Delta \tilde{BPA}^1_{i,t+1}) - \text{Media } (\Delta \tilde{BPA}^2_{i,t+1}) \right)^2}{(N_1 + N_2) \cdot \sum_{j=1}^3 N_j \cdot (\text{Desv. úp. } (\Delta \tilde{BPA}^j_{i,t+1}))^2} \cdot \frac{N-3}{2} \quad [8]$$

donde:

$$\text{Media } (\Delta \tilde{BPA}^1_{i,t+1}) = \frac{1}{N_1} \cdot \sum_{i=1}^{N_1} (\Delta BPA^1_{i,t+1})$$

$$\text{Media } (\Delta \widetilde{\text{BPA}}^2_{i,t+1}) = \frac{1}{N_2} \cdot \sum_{i=1}^{N_2} (\Delta \text{BPA}^2_{i,t+1})$$

$$\text{Desv. t\u00edp. } (\Delta \widetilde{\text{BPA}}^j_{i,t+1}) = \sqrt{\frac{1}{N_j} \cdot \sum_{i=1}^{N_j} \left((\Delta \text{BPA}^j_{i,t+1}) - \text{Media } (\Delta \widetilde{\text{BPA}}^j_{i,t+1}) \right)^2}$$

permite contrastar si los cambios medios en los beneficios por acci\u00f3n del ejercicio t+1, producidos por cambios negativos o neutros en los dividendos por acci\u00f3n del ejercicio t, son iguales.

Los resultados de los contrastes de la F de Fisher con 2 y 232 grados de libertad determinan que los valores correspondientes a los pares de categor\u00edas 1-2, 1-3 y 2-3 son 0,007, 1,289 y 3,074, respectivamente, indicando con ello que la \u00fanica diferencia de medias estad\u00edsticamente significativa, al 95% de confianza, corresponde al par de categor\u00edas 2-3, es decir, que la diferencia de medias constatada a trav\u00e9s del an\u00e1lisis de la varianza es producto de la diferencia de medias existentes entre las categor\u00edas 2 y 3.

Por tanto, se puede se\u00f1alar que, en el mercado espa\u00f1ol de capitales, las diferencias existentes entre los cambios en los beneficios futuros son fruto de los cambios neutros y positivos en los dividendos actuales.

Los gr\u00e1ficos 1 y 2, que reflejan los histogramas de frecuencias de las categor\u00edas 2 y 3, respectivamente, permiten visualizar las diferencias existentes entre los cambios en los beneficios por acci\u00f3n del ejercicio t+1 producidos por cambios neutros y positivos, respectivamente, en los dividendos por acci\u00f3n del ejercicio t.

Aplicar el an\u00e1lisis de la varianza supone asumir normalidad e igualdad de varianzas en las tres categor\u00edas de cambios en los beneficios por acci\u00f3n del ejercicio t+1. Como esto puede no ser cumplido, se verifican los resultados obtenidos mediante un contraste no param\u00e9trico, en concreto, a trav\u00e9s del test de Kruskal-Wallis, que tambi\u00e9n ha sido utilizado por los estudios de Woolridge (1982), Easton y Sinclair (1989) y Schatzber y Datta (1992), con objeto de comprobar si la no asunci\u00f3n de las hip\u00f3tesis del an\u00e1lisis de la varianza modifica los mismos.

El test de Kruskal-Wallis, cuyo estad\u00edstico que se distribuye como una chi-cuadrado con dos grados de libertad y se especifica como:

$$H = \frac{12}{N \cdot (N+1)} \cdot \left(\sum_{j=1}^3 \frac{R_j^2}{N_j} \right) - 3 \cdot (N+1) \quad (9)$$

GRAFICO 1
CAMBIOS EN LOS BENEFICIOS POR ACCION DEL EJERCICIO $t+1$
PRODUCIDOS POR CAMBIOS NEUTROS EN LOS DIVIDENDOS
POR ACCION DEL EJERCICIO t

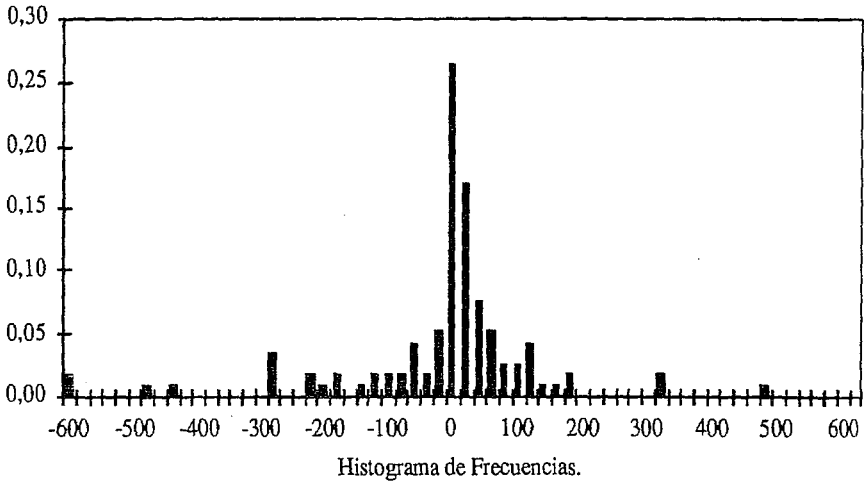
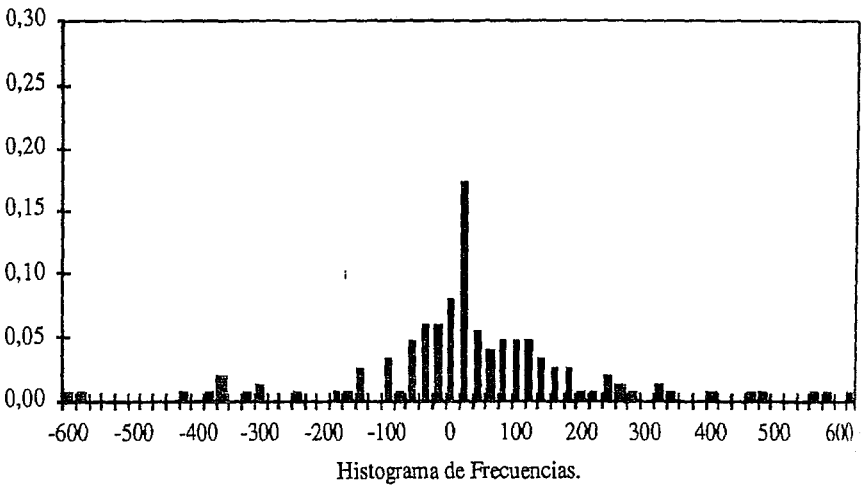


GRAFICO 2
CAMBIOS EN LOS BENEFICIOS POR ACCION DEL EJERCICIO $t+1$
PRODUCIDOS POR CAMBIOS POSITIVOS EN LOS DIVIDENDOS
POR ACCION DEL EJERCICIO t



donde:

R_j = suma de los órdenes correspondientes a las observaciones de la variable ΔBPA^j_{i+1} respecto de las observaciones correspondientes a la variable ΔBPA^i_{t+1} .

permite contrastar si los cambios medios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$, producidos por cambios negativos o neutros en los dividendos por acción del ejercicio t , son iguales.

El resultado del contraste de la chi-cuadrado con dos grados de libertad determina un valor de 8,470, que es estadísticamente significativo al 95% de confianza, lo cual permite confirmar la fiabilidad de los resultados obtenidos, al mismo nivel de confianza, y afirmar que existen diferencias significativas entre los cambios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$ de las tres categorías.

Además, para localizar dónde se encuentran dichas diferencias, se establece un contraste no paramétrico, en concreto, el test de Mann-Whitney, utilizado también por los estudios de Griffin (1976), Pattell y Wolfson (1984) y Chang y Chen (1991).

El test de Mann-Whitney, cuyo estadístico se distribuye como una normal y se especifica para cada par de categorías, por ejemplo, para las categorías uno y dos, como:

$$U^{1,2} = Z\text{-valor}^{1,2} = \frac{\text{Mín.}(U^{1,2}_1, U^{1,2}_2) - \frac{(N_1 \cdot N_2)}{2}}{\sqrt{\frac{N_1 \cdot N_2 \cdot (N_1 + N_2 + 1)}{12}}} \quad [10]$$

donde:

$$U^{1,2}_1 = N_1 \cdot N_2 + \frac{N_1 \cdot (N_1 + 1)}{2} - R^{1,2}_1$$

$$U^{1,2}_2 = N_1 \cdot N_2 + \frac{N_2 \cdot (N_2 + 1)}{2} - R^{1,2}_2$$

$R^{1,2}_1$ = suma de los órdenes correspondientes a las observaciones de la variable ΔBPA^1_{i+1} respecto de las observaciones correspondientes a las variables ΔBPA^1_{i+1} y ΔBPA^2_{i+1} .

$R^{1,2}_2$ = suma de los órdenes correspondientes a las observaciones de la variable ΔBPA^2_{i+1} respecto de las observaciones correspondientes a las variables ΔBPA^1_{i+1} y ΔBPA^2_{i+1} .

permite contrastar si los cambios medios en los beneficios por acción del ejercicio $t+1$, producidos por cambios negativos o neutros en los dividendos por acción del ejercicio t , son iguales.

Los resultados de los contrastes determinan que los z -valor, correspondientes a los pares de categorías 1-2, 1-3 y 2-3, son $-1,32$, $-1,93$ y $-2,33$, respectivamente, indicando con ello que la única diferencia de medias estadísticamente significativa, al 95% de confianza, corresponde al par de categorías 2-3, es decir, que la diferencia de medias constatada a través del test de Kruskal-Wallis es producto de la diferencia de medias existentes entre las categorías 2 y 3, lo cual confirma la fiabilidad de los resultados obtenidos del análisis de la varianza por el método de Scheffe.

4. CONCLUSIONES

El análisis de la relación existente entre los dividendos actuales y los beneficios futuros, en el mercado de capitales español, ha sido el objeto de investigación del presente trabajo acerca del valor informativo de los dividendos sobre los beneficios futuros.

La evidencia empírica, obtenida a partir de los dividendos actuales y beneficios futuros de los ejercicios 1987-1991, señala que los dividendos actuales están relacionados de forma positiva y significativa con los beneficios futuros.

El estudio pormenorizado de dicha relación, a través de los cambios en los beneficios futuros producidos por cambios en los dividendos actuales y utilizando para ello tanto contrastes paramétricos como no paramétricos, revela que: primero, sólo cuando se produce un cambio positivo en los dividendos actuales, se puede esperar un cambio positivo y significativo en los beneficios futuros; segundo, existen diferencias significativas entre los cambios en los beneficios futuros producidos por cambios en los dividendos actuales, y, tercero, las diferencias existentes entre los cambios en los beneficios futuros son fruto de los cambios neutros y positivos en los dividendos actuales.

Por tanto, como conclusión final, se puede establecer que, en el mercado de capitales español, los dividendos contienen información sobre los beneficios futuros.

BIBLIOGRAFIA

- BHATTACHARYA, S. (1980): «Nondissipative Signalling Structures and Dividend Policy», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 95, august 1980, pp. 1-24.
- BORN, J. A.; MOSER, J. T., y OFFICER, D. T. (1988): «Changes in Dividend Policy and Subsequent Earnings. How Reliable are the "Signals" We Receive from Dividends», *Journal of Portfolio Management*, vol. 14, n.º 4, summer 1988, pp. 56-62.
- BRICKLEY, J. A. (1983): «Shareholder Wealth, Information Signaling and the Specially Designated Dividend. An Empirical Study», *Journal of Financial Economics*, vol. 12, n.º 2, august 1983, pp. 187-209.
- CHANG, S. J., y CHEN, S. (1991): «Information Effects of Earnings and Dividend Announcements on Common Stock Returns: Are They Interactive?», *Journal Economics and Business*, vol. 43, n.º 2, may 1991, pp. 179-192.
- EASTON, S. A., y SINCLAIR, N. A. (1989): «The Impact of Unexpected Earnings and Dividends on Abnormal Returns to Equity», *Accounting and Finance*, vol. 29, n.º 1, may 1989, pp. 1-19.
- EDDY, A., y SEIFERT, B. (1988): «Firm Size and Dividend Announcements», *Journal of Financial Research*, vol. 11, n.º 4, winter 1988, pp. 295-302.
- GRANDE, J. (1985): «Política de Dividendos: Contenido Informativo o Ajuste Parcial. El Caso Español», *Revista de Economía y Empresa*, vol. 5, n.º 12/13, mayo-agosto/septiembre-diciembre 1985, pp.175-187.
- GRIFFIN, P. A. (1976): «Competitive Information in the Stock Market: An Empirical Study of Earnings, Dividends and Analysts' Forecasts», *Journal of Finance*, vol. 31, n.º 2, may 1976, pp. 631-650.
- HEALY, P. M., y PALEPU, K. G. (1988): «Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions», *Journal of Financial Economics*, vol. 21, n.º 2, september 1988, pp. 149-175.
- KALAY, A., y LOEWENSTEIN, U. (1986): «The Informational Content of the Timing of Dividend Announcements», *Journal of Financial Economics*, vol. 16, n.º 3, july 1986, pp. 373-388.
- LOBO, G. J.; NAIR, R. D., y SONG, M. (1986): «Additional Evidence on the Information Content of Dividends», *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 13, n.º 4, winter 1986, pp. 597-608.
- MANAKYAN, H., y CARROLL, C. (1990): «An Empirical Examination of the Existence of a Signaling Value Function for Dividends», *Journal of Financial Research*, vol. 13, n.º 3, fall 1990, pp. 201-210.
- MILLER, M. H., y ROCK, K. (1985): «Dividen Policy Under Asymmetric Information», *Journal of Finance*, vol. 40, n.º 4, september 1985, pp. 1031-1051.
- MILLER, M. H., y MODIGLIANI, F. (1961): «Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares», *Journal of Business*, vol. 34, n.º 4, october 1961, pp. 411-433.
- OFER, J. M., y SIEGEL, D. R. (1987): «Corporate Financial Policy, Information, and Market Expectations: An Empirical Investigation of Dividends», *Journal of Finance*, vol. 42, n.º 4, september 1987, pp. 889-911.
- PATELL, J. M., y WOLFSON, M. A. (1984): «The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements», *Journal of Financial Economics*, vol. 13, n.º 2, june 1984, pp. 223-252.

- PETTIT, R. R. (1972): «Dividend Announcements, Security Performance, and Capital Market Efficiency», *Journal of Finance*, vol. 27, n.º 5, december 1972, pp. 993-1007.
- ROSS, S. A. (1977): «The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach», *Bell Journal of Economics and Management Science*, vol. 18, n.º 1, spring 1977, pp. 23-40.
- SCHATZBERG, J. D., y DATTA, P. (1992): «The Weekend Effect and Corporate Dividend Announcements», *Journal of Financial Research*, vol. 15, n.º 1, spring 1992, pp. 69-76.
- WATTS, R. (1973): «The Information Content of Dividends», *Journal of Business*, vol. 46, n.º 2, april 1973, pp. 191-211.
- WILLIAMS, J. (1988): «Efficient Signalling with Dividends, Investment, and Stock Repurchases», *Journal of Finance*, vol. 3, n.º 3, 1988, pp. 737-743.
- WOOLRIDGE, J. R. (1982): «The Information Content of Dividend Changes», *Journal of Financial Research*, vol. 5, n.º 3, fall 1982, pp. 237-247.