FACTORES EXPLICATIVOS DEL REPARTO DE DIVIDENDOS A CUENTA EN LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS

Isidoro Guzmán

WP-EC 2004-09

Correspondencia: Universidad Politécnica de Cartagena. Facultad de Ciencias de la Empresa. Paseo de Alfonso XIII, 50. 30203 Cartagena (Murcia). Tel.: 968 32 59 47 / Fax: 968 32 57 82 / E-mail: isidoro.guzman@upct.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Marzo 2004

Depósito Legal: V-1628-2004

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

FACTORES EXPLICATIVOS DEL REPARTO DE DIVIDENDOS A CUENTA EN LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS

Isidoro Guzmán

RESUMEN

El presente trabajo analiza la relación de causalidad de la información contable asociada al reparto de "dividendos a cuenta", utilizando como variables predictoras un conjunto de ratios económico-financieros. El trabajo se realizó sobre una muestra de sociedades no financieras cotizadas en el mercado español durante los ejercicios 1999 a 2001, practicándose un doble análisis multivariante en orden a establecer los factores regresores relacionados con la distribución de dividendos interinos, mostrando los resultados obtenidos que las variables-ratios con mayor poder explicativo se relacionan generalmente con la productividad empresarial.

Palabras clave: dividendos, ratios financieros, información contable, análisis factorial, regresión logit.

ABSTRACT

This paper analyzes the relationship between economic-financial ratios and the decision of distributing interim dividends by Spanish firms. With that purpose, we take a sample of non-financial companies quoting in the Spanish Stock Market during the period from 1999 to 2001. We choose a multivariate analysis in order to determine the significant factors affecting the behavior of the companies when paying dividends in advance. The results show that the ratios related with the firm productivity contain the highest explanatory power regarding the characteristics analyzed.

Keywords: dividends, financial ratios, accounting information, factorial analysis, logit regression.

Clasificación JEL: G35 - Payout Policy.

1. INTRODUCCIÓN

La distribución de dividendos es una cuestión esencial para cualquier sociedad mercantil, que normativamente está regulada en España a través del Texto Refundido de la Ley de Sociedades Anónimas (en adelante TRLSA), y que más allá de su propia legislación está indisolublemente ligada a cuestiones de índole económica-financiera.

Pese a que las empresas cuidan especialmente la retribución del capital-propiedad, la ingente cantidad de operaciones de carácter administrativo para el cálculo, registro y verificación del resultado del ejercicio conlleva que su hipotética aplicación en forma de dividendos se dilate en el tiempo, y es por ello que el TRLSA autoriza en su artículo 216 el reparto de "cantidades a cuenta de dividendos", régimen que puede aplicarse como herramienta para reducir los excesivos *lapsus* de tiempo que de hecho se suelen producir en el pago efectivo de dividendos, aunque la ley no exige el desembolso de un importe mínimo, limitándose exclusivamente a su autorización.

A partir de esta situación de derecho, y bajo la concepción de utilidad efectiva de la información emanada de los estados financieros, nos planteamos examinar qué variables podrían estar asociadas con la distribución de "dividendos a cuenta" (en adelante DC), de forma que se pudiese inferir la decisión de su reparto por parte de una determinada compañía, y todo ello al margen de las tutelas legales sobre la cuantificación de los citados dividendos interinos¹. La conclusiones del presente estudio revelan la existencia de un determinado grupo de variables-ratio que señalizan la decisión de practicar repartos de DC por parte de sociedades cotizadas.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: la sección segunda recoge los trabajos relacionados con el reparto de dividendos en general, con especial referencia a los DC. La sección tercera contiene la metodología utilizada en el estudio empírico diseñado, recogiendo la sección cuarta la justificación de las técnicas de análisis multivariante utilizadas y la discusión de sus resultados. Finalmente, las conclusiones más relevantes se recogen en la sección quinta.

¹ Dicha temática es objeto de estudio en un trabajo que hemos presentado recientemente (Guzmán, 2003).

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE POLÍTICA DE DIVIDENDOS: INCIDENCIA DE LA INFORMACIÓN FINANCIERA

La política de dividendos de las empresas ha sido un tema comúnmente tratado por diferentes investigaciones, con apreciaciones distintas sobre los resultados conseguidos, llegando a calificarse de verdadero "puzzle o rompecabezas" en terminología utilizada por Black (1976. Cfr. Menéndez y Guerrero, 1994; p. 794).

Las líneas de investigación encaminadas a solucionar esta cuestión están concebidas desde dos puntos de vista diferentes: de un lado surge un grupo de trabajos encaminados a medir las repercusiones de la estrategia del reparto de dividendos en los precios de las acciones, mientras que otros investigadores se muestran preocupados por conocer los factores influyentes en la adopción de la decisión de repartir beneficios.

En un repaso genérico a las investigaciones aludidas, dentro del primer grupo encontramos como trabajo pionero el planteado hace algunas décadas por Lintner (1956), en el que propone un modelo para explicar el comportamiento de las firmas en relación al pago de dividendos, y que desde el punto de vista matemático se sustenta en dos ecuaciones: la primera recoge la variación de dividendos de dos ejercicios consecutivos y la segunda cuantifica como dividendo-objetivo una proporción constante de los beneficios. En definitiva, este trabajo viene a poner de manifiesto que en el largo plazo las empresas tienden a establecer un *target payout ratio* o tasa de reparto de beneficio que pretenden mantener constante, y que los directivos utilizan para evitar fluctuaciones importantes en las tasas de reparto en aras de satisfacer la rentabilidad esperada por los inversores, opinando Cruz Roche (1976) que las empresas intentan respetar una tendencia estable de reparto de dividendos, con independencia de las fluctuaciones en las cifras de beneficios.

En esta misma línea, existen investigaciones empíricas que demuestran que los inversores tienen reacciones ligadas a los aumentos y disminuciones de reparto de beneficios, considerándose una señal velada de información al mercado que utiliza la gerencia como un elemento eficaz de información (Healy y Palepu, 1988; Wansley y Lane, 1987. Cfr. Elfakhani,1998; p. 222). Este extremo es reconocido por Menéndez y Guerrero (1994; p. 810) en su trabajo respecto a la controversia sobre la política de dividendos, cuando indican que la dirección necesita un mecanismo de señalización para transmitir a los accionistas su actuación, añadiendo que "una modificación en la

política de dividendos modifica el valor de las acciones o, también, que existe una aversión total por parte de la dirección a reducir el pago de dividendos. Esta aversión justifica la utilización del dividendo como medio de transmisión de información" (Black, 1976. Cfr. Menéndez y Guerrero, 1994; p. 810).

Frente a la postura mantenida por los defensores de la política de dividendos como motor de las fluctuaciones de valor de las acciones, surge el trabajo de Modigliani y Miller (1961), quienes opinan que en mercados de capitales perfectos, el valor de las empresas reside en sus proyectos de inversión, materializados en su activo productivo como fuente generadora de riqueza en términos de capacidad de obtener beneficios futuros, siendo indiferente la política de dividendos desde el punto de vista de la creación de renta. Sin embargo, hay que señalar que el mundo real desvela la existencia de mercados imperfectos, donde la información asimétrica, los costes de transacción, los impuestos y la teoría de los costes de agencia son aspectos que pueden incidir en la decisión de repartir dividendos, y por ende, en el valor de mercado de las compañías.

Si nos ceñimos al examen de la política de dividendos tomando como referente los datos suministrados por los estados financieros de las empresas, los estudios realizados evidencian que los mercados reaccionan a la publicación de la información financiera. Así, los trabajos de Ou y Penman (1989) ponen de manifiesto que los precios de los títulos no se ajustan de forma inmediata ante la publicación de información contable relevante, lo que hace posible la obtención de beneficios anormales, hecho que en opinión de Monterrey y Sánchez (1994) abre una línea de investigación "al análisis de estados financieros y, más concretamente, al análisis fundamental, como instrumento de incuestionable validez". En esta misma línea de investigación basada en información contable, Lev y Thiagarajan (1993) realizan un estudio empírico para evidenciar si determinadas variables fundamentales son capaces de predecir el resultado periódico para explicar las rentabilidades anormales de las acciones, incluyendo en su estudio factores de naturaleza macroeconómica, tales como los cambios anuales de IPC, PNB y nivel de salarios, obteniendo evidencia de la utilidad de algunas variables incluidas en los estados financieros para la predicción de resultados futuros. Los trabajos citados pueden enmarcarse dentro de los que han utilizado los ratios contables para obtener capacidad predictiva desde un punto de vista estrictamente estadístico.

Otros estudios buscan el establecimiento de un nexo predictivo a partir de variables contables tomadas de los estados financieros de forma individual, tales como cuentas a cobrar, existencias, etc., destacando en este apartado el trabajo de Joos y Joos (1998) que analiza la predicción de la rentabilidad financiera en base a tres grupos de

variables: las utilizadas por analistas financieros, otras de divergencia entre el valor en libros y el valor de mercado, y un tercer grupo de carácter sectorial, obteniendo evidencia de la existencia de relación causal entre las variables fundamentales contables y los futuros resultados.

Como vemos, la información contable ha sido utilizada como soporte para estudiar diversas facetas de la política de dividendos. Sin embargo, a nuestro juicio, dichos estudios deben complementarse con un análisis del régimen de "dividendos a cuenta", pues no en vano tiene una relación directa con la distribución de beneficios desde una perspectiva global.

La literatura especializada no ha sido tan prolífica en el examen de los *interim dividends*, aunque desde su perspectiva conceptual y considerando el contenido de la IAS 10 (pfo. 11) se han planteado dudas a nivel internacional sobre su reconocimiento como deuda de la sociedad al cierre del ejercicio, pues el simple hecho de su aprobación por parte del órgano de gobierno de la empresa no se considera una medida suficiente para su reconocimiento como pasivo, requiriendo para ello, además, un anuncio público de su futura percepción por los accionistas, que recoja los aspectos esenciales de su pago (Accountancy, 2002; p. 98). Desde un punto de vista empírico, el trabajo de Balachandran *et al.* (1996) estudia los *interim dividends* para el caso de las empresas británicas que modifican su criterio de reparto a la baja disminuyendo o cancelando dicha aplicación de resultados, obteniendo evidencia de que la reacción de los precios de mercado está ligada de una forma fuertemente negativa y significativa para las reducciones iniciales de los DC².

3. METODOLOGÍA DEL ESTUDIO EMPÍRICO

Considerando la práctica inexistencia de trabajos que aborden el reparto de DC, nuestro estudio intenta paliar desde el punto de vista empírico el vacío existente respecto de la vertiente investigadora relacionada con la determinación de los factores influyentes en la política de reparto de este tipo de dividendos.

Siguiendo otros trabajos que basan su investigación en la información contable emanada de los estados financieros, de los que hemos realizado un sucinto comentario

² No hemos podido evidenciar la existencia de otros estudios alternativos relacionados con los *interim dividends*, a pesar del interés que, a nuestro entender, suscita su estudio.

anteriormente, nuestro estudio trata de patentizar una relación de causalidad entre un conjunto de ratios contables tomados del ejercicio inmediato anterior a aquel en que se practica el reparto, para intentar medir la sensibilidad de dichas variables ante la adopción de la decisión de repartir cantidades a cuenta de beneficios.

3.1. Muestra de empresas

La investigación se planteó a partir de una muestra de empresas obtenida de la Base de Datos SABI con las siguientes características: sociedades cotizadas en Bolsa con cuentas anuales consolidadas cuyo último ejercicio disponible fuese 2001, habiendo considerado dicho periodo con objeto de trabajar con la información más reciente en el momento de iniciar la investigación. A partir de dichas características se obtuvo una población de 1954 empresas disponiendo la base de datos de una primera muestra de 165 entidades, de las que se extrajeron por muestreo aleatorio simple 60 -excluyendo el sector financiero- verificando posteriormente como condición adicional si las empresas seleccionadas habían repartido DC en el ejercicio 2001, quedando finalmente la muestra reducida a 57 compañías (Anexo I), dado que tres de ellas no habían realizado reparto alguno en dicho periodo.

Los datos de la ficha técnica de investigación se recogen en el cuadro 1. Debemos hacer notar que aunque la muestra para el ejercicio 2001 está compuesta por 57 empresas, ésta queda reducida posteriormente a 54 y 45 para los ejercicios 2000 y 1999 respectivamente, debido a la falta de información en algunos de los ratios utilizados para dichos periodos.

El análisis multivariante que posteriormente presentamos –análisis de componentes principales y regresión logit– aconseja un tamaño muestral mínimo de 50 observaciones, y en todo caso un ratio no inferior a cinco observaciones por cada variable incluida (Hair *et at.*, 1999; p. 88), situación que podemos aceptar en los tres ejercicios considerados³, ya que se parte de 10 variables-ratios que posteriormente se reducen a cuatro componentes principales⁴.

⁴ Inicialmente se seleccionaron 14 ratios, habiendo sido necesaria la omisión de cuatro de ellos por su alto nivel de correlación y su incidencia a la baja en el índice KMO del análisis de reducción de datos.

³ El cuadro 5 recoge el tamaño muestral utilizado para desarrollar la regresión logit, después de haber eliminado los valores extremos de acuerdo con el estudio de medidas de influencia y residuos.

Cuadro 1. Ficha técnica de la investigación empírica

Conceptos	Comentarios						
Población	Empresas cotizadas en la Bolsa Española con cuentas consolidadas Total: 1954 empresas (Base de Datos SABI)						
Ámbito	Nacional						
Tamaño muestral ⁵	1999: 45 empresas 2000: 54 empresa		2001: 57 empresas				
Error muestral	1999: ± 12,95 2000: ± 11,57% 2001: ± 11,13%						
Nivel de confianza	90% (z = 1,645) para caso más desfavorable p = q = 0,5						
Tipo muestreo	Aleatorio simple con datos primarios del ejercicio 2001						

3.2. Formulación de hipótesis y variables utilizadas

El presente trabajo pretende el diseño de un modelo teórico que identifique el comportamiento empresarial respecto a la decisión de repartir *interim dividends*. De acuerdo a los datos suministrados por las compañías en sus estados financieros y bajo un enfoque de selección estadística, nuestro objetivo se centró en identificar las variables procedentes de la información financiera que pudiesen presentar cierto grado de asociación respecto a la adopción de la decisión de repartir DC. En este sentido, y considerando como variables independientes distintos ratios comúnmente utilizados en análisis económico-financiero, se contrastó la siguiente hipótesis nula:

Enunciado H₀:

La política de reparto de "dividendos a cuenta" de las compañías no está influida por componentes de financiación (h_{01}) , crecimiento (h_{02}) , liquidez (h_{03}) o productividad (h_{04}) .

_

⁵ Cuando el número de elementos de la población es grande en relación al tamaño de la muestra (n/N=< 0,05) su cálculo se puede realizar sin tomar en consideración la corrección para poblaciones finitas (Daniel, 2000, p. 188).

El contraste de la hipótesis global se realizó a través del estudio de las variables consideradas como sub-hipótesis nulas (h_{0x}) según cada una de las componentes obtenidas del análisis de componentes principales que posteriormente se desarrolla, basándose nuestro examen en una serie de ratios empresariales (cuadro 2) que inciden en la catalogación de áreas básicas de la empresa tales como actividad, liquidez o solvencia.

Cuadro 2. Variables seleccionadas

Ratio	Partidas contables integrantes del ratio
1 Considerate de contra	Importe neto ventas ejercicio (j) CRVT =
1. Crecimiento de ventas	Importe neto ventas ejercicio (j-1)
2. Rotación de activos	Importe neto cifra ventas ROTA =
2. Rotación de activos	Total de activos
3. Productividad	Ingresos explotación – Consumos y gastos explotación PROD =
5. I Toddetividad	Gastos de personal
4. Crecimiento valor añadido	Valor añadido ejercicio (j) – Valor añadido ejercicio (j-1)
4. Crecimiento valor anadido	Valor añadido ejercicio (j-1)
5. Rentabilidad económica	Resultado del ejercicio REEC =
3. Remadificad economica	Total de activos
6. Fondos propios sobre	Fondos propios FPCP =
capitales permanentes	Fondos propios + Pasivo fijo
7. Capacidad de devolución	Acreedores largo plazo + Pasivo líquido CADE =
de la deuda	Ventas netas + Amortiz.+ Variac. prov. incobrables e inv.fin.
0.1: :1	Activo circulante
8. Liquidez general	LIGE = Pasivo líquido
0.1:-::1::	Tesorería LIIN =
9. Liquidez inmediata	Pasivo líquido
10 Deceledas as a second 1	Resultados ordinarios antes de impuestos BEEM =
10. Resultados por empleado	Número de empleados

3.3. Técnicas estadísticas aplicadas y discusión de los resultados

El estudio empírico se realizó en dos fases: primeramente se aplicó una reducción de variables a través del análisis de *componentes principales* para conocer los factores subyacentes existentes entre los diez ratios seleccionados, y en una segunda etapa, a partir de las puntualizaciones factoriales obtenidas, se aplicó una *regresión logit* que gravitó sobre la variable dicotómica establecida según que las empresas muestreadas hubiesen o no repartido DC en el ejercicio analizado⁶.

3.3.1. Análisis de componentes principales

El *análisis de componentes principales* es una técnica que se fundamenta en la reducción de datos procurando engendrar "factores subyacentes" incorrelados⁷, lo que supone operar a posteriori con un conjunto reducido de nuevas variables que nos permite una síntesis de las de partida, y que por sus propias características –alto grado de incorrelación- las hacen especialmente interesantes para su utilización en distintos tratamientos estadísticos⁸.

El estudio de componentes principales denotó que los ratios seleccionados contribuían a la obtención de *cuatro componentes* con cargas suficientes en cada una de las variables para su interpretación bajo la matriz de componentes rotados con criterio *varimax*⁹. Los resultados para el ejercicio 2001 se exponen en el cuadro 3.

_

⁶ Debemos aclarar que la codificación binaria aplicada en la regresión logit se practicó a partir de las cifras de balance, y más concretamente de la rúbrica de fondos propios referida al 'dividendo a cuenta', con independencia de la catalogación del tipo de dividendo en los mercados financieros, que en ocasiones no coincidió con su registro contable.

⁷ Básicamente los objetivos genéricos del análisis factorial son tres: 1). agrupar en "factores" incorrelados un número de variables, cuando éstas se encuentren altamente correlacionadas entre sí mismas y con el factor construido; 2). interpretación de cada factor de acuerdo a las variables contenidas en el mismo; 3). resumir un amplio número de variables en un número reducido de factores. Hay que señalar que aunque nos referimos indiscriminadamente a "factores" o "componentes", éste último término es el más apropiado para el caso el examen de componentes principales, pues dicha técnica es un caso particular del análisis factorial o exploratorio (Luque, 2000, p. 45).

⁸ Ver diversos estudios empíricos que utilizan el análisis exploratorio en Martikainen *et al.*(1992).

⁹ La rotación de factores pretende una adecuada interpretación de los mismos. El tipo de *rotación varimax* intenta minimizar el número de variables que tienen cargas grandes en un factor (Luque, 2000, p. 63).

Cuadro 3. Análisis de Componentes Principales: Matriz de componentes rotados (ejercicio 2001)

Variable – Ratio	Componentes					
v ariabie – Ratio	Componente 1	Componente 2	Componente 3	Componente 4		
1. Crecimiento de ventas		0,943				
2. Rotación de activos	0,804					
3. Productividad				0,843		
4. Crecimiento valor añadido		0,955				
5. Rentabilidad económica	0,641					
6. Fon.Propios/capit. perman.	0,802					
7. Capacidad devol. deuda	-0,866					
8. Liquidez general			0,841			
9. Liquidez inmediata			0,948			
10.Resultado por empleado				0,870		
Varianza explicada por factor	26,35%	19,49%	19,09%	17,66%		
Varianza total explicada		82,5	59%			

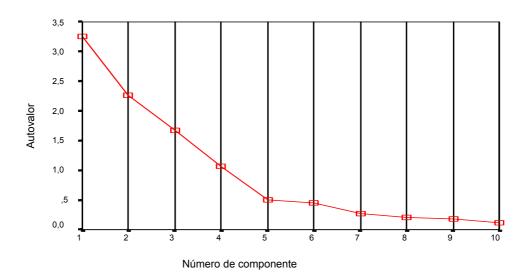
Medida de adecuación muestral (K.M.O) = 0,652

Prueba de esfericidad de Bartlett = 290,483 (Significación = 0,000)

La selección del número de factores se realizó considerando los valores propios superiores a 1, tal como muestra el gráfico de sedimentación de Cattell (gráfico 1), con un porcentaje total de varianza explicada del 82,59%. El valor del estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO¹⁰) para el ejercicio 2001 fue superior a 0,6 aceptándose como buena la medida de adecuación muestral para aplicar el análisis factorial. Asimismo, la prueba de esfericidad de Bartlett, que contrasta la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones observada sea una matriz identidad, se rechazó dado que dicho estadístico tiene un nivel de significación de 0,00%, lo que indica que dicha matriz es significativamente distinta de la matriz identidad.

¹⁰ El índice KMO compara la magnitud de los coeficientes de correlación observados con los de correlación parcial y varia entre 0 y 1. Para valores por debajo de 0,5 no se acepta el análisis (Luque, 2000, p. 45).

Gráfico 1. Gráfico de sedimentación



La interpretación de los componentes según la matriz rotada se realizó desde una doble perspectiva de pragmatismo y valoración estadística de las saturaciones¹¹, considerando significativa cada carga factorial según el tamaño muestral manejado (Hair *et al.*, 1999; p. 100). Para nuestro caso específico, con una muestra de 57 empresas en el ejercicio 2001, las cargas factoriales se consideraron significativas a partir de un valor de 0,75¹², aunque desde un punto de vista práctico se suele asociar una variable dentro de un factor cuando su contribución se sitúa por encima de 0,5 calificándose como contribuciones de factor puro en el caso de que dicha saturación sea superior a 0,7.

El **primer componente** (26,34% de varianza) recoge el mayor número de variables-ratio (4), recayendo las saturaciones más significativas en los tres ratios referidos a la situación financiera de la empresa, además de puntuar en dicho componente el ratio de rentabilidad. En conjunto este factor sería un claro exponente de la **situación financiera y rentabilidad de activos** de la sociedad, destacando como indicadores de factor puro los ratios de rotación de activos (0,804), fondos propios sobre capitales permanentes (0,802) y capacidad de devolución de deudas (-0,866), siendo

¹¹ El concepto de "saturación" se utiliza para designar la correlación entre cada una de las variables y el factor o factores en los que se incluye dentro de la solución factorial obtenida.

 $^{^{12}}$ La significación para los ejercicios 1999 y 2000 se fijó en el mismo nivel dado que el tamaño muestral fue de 54 y 45 empresas respectivamente.

también significativa desde un punto de vista práctico la saturación del ratio de rentabilidad económica (0,641). La carga negativa del ratio de capacidad de devolución de deuda es lógica en la medida que un aumento/disminución del pasivo fijo implica una disminución/aumento del ratio de fondos propios sobre capitales permanentes, y consecuentemente un aumento/disminución de la capacidad de devolución de la deuda. En este factor deberán presentar puntuaciones altas aquellas empresas con una situación financiera buena en términos de fondos propios y rotación de activos, conjugando simultáneamente el ratio de rentabilidad económica.

El **segundo componente** (19,49% de varianza) recoge dos variables que saturan como factor puro en ambos casos: ratio de crecimiento de ventas (0,943) y ratio de crecimiento del valor añadido (0,955). Este factor puede interpretarse como una variable que mide el **crecimiento de la explotación** de la compañía, por lo que las puntuaciones más altas en este componente deben corresponder a aquellas empresas con elevadas tasas de crecimiento del negocio.

El **tercer componente** (19,09% de varianza) explica una cantidad de varianza muy similar a la del segundo factor, cargando sobre el mismo con puntuaciones de factor puro dos ratios referidos a la liquidez de la empresa (liquidez general: 0,841; liquidez inmediata: 0,948). Podemos definir este componente como una variable que dimensiona las características de **liquidez** de la empresa, lo que significa que puntuarán alto aquellas empresas que poseen situaciones de liquidez holgada.

Finalmente, el **cuarto componente** (17,66% de varianza) contribuye a explicar una cantidad de varianza similar a la de los factores segundo y tercero, y en este caso se encuentra configurado por los ratios de productividad (0,843) y beneficio por empleado (0,870), pudiendo asimilarse éste último a una medida de productividad en base al número de trabajadores. Dado que ambas saturaciones son significativas, este factor puede identificarse como una medida multidimensional relevante de la **productividad** de la unidad económica, debiendo puntuar alto en el mismo aquellas empresas que presenten mayores productividades relativas.

Un análisis similar al expuesto para el ejercicio 2001 se realizó para los correspondientes a 1999 y 2000. En todos los periodos considerados se obtuvieron los cuatro factores antes aludidos, con una varianza explicada en torno a la horquilla del 80%-85%, asumiendo un índice KMO > 0,6 y significatividad en el test de esfericidad de Bartlett para rechazar la hipótesis nula de matriz identidad. El cuadro 4 recoge el resumen global por periodos de los componentes principales obtenidos.

Cuadro 4. Análisis de Componentes Principales: Varianza explicada por factor y año

Ejercicio	Rotación	Componente Financiación	• •		Componente Productividad	Varianza Total	
1999	sin rotar	Componente 2 (22,17%)	Componente 4 (10,40%)	Componente 3 (14,78%)	Componente 1 (33.57%)	90 020/	
	rotado	Componente 2 (22,18%)	Componente 4 (15,10%)	Componente 3 (21,24%)	Componente 1 (22,40%)	80,92%	
2000	sin rotar	Componente 1 (34,89%)	Componente 3 (18,48%)	Componente 4 (11,31%)	Componente 2 (20,02%)	94 700/	
2000	rotado	Componente 1 (26,12%)	Componente 3 (20,17%)	Componente 4 (16,36%)	Componente 2 (22,05%)	84,70%	
2001	sin rotar	Componente 1 (32,50%)	Componente 2 (22,60%)	Componente 3 (16,77%)	Componente 4 (10,72%)	82,59%	
2001	rotado	Componente 1 (26,35%)	Componente 2 (19,49%)	Componente 3 (19,09%)	Componente 4 (17,66%)	04,37 /0	

Observando nuevamente los componentes rotados en los diferentes periodos, se advierte en el año 1999 que el *componente productividad* aparecía como primer componente explicando el 22,40% de varianza, pasando a ser el cuarto factor en el ejercicio 2001, con un 17,66% de varianza explicada. Por el contrario, el *componente crecimiento* en 1999 figura como cuarta componente con una varianza de 15,10%, mientras que en 2001 aparece como factor segundo con un porcentaje de varianza próximo al 20%. En cuanto al *componente financiación*, se presenta en dos periodos como factor 1 con varianza explicada en todos los casos superior al 25%, mientras que el *componente liquidez* se mantiene como factor tercero o cuarto, con un porcentaje de varianza en torno al 20%.

3.3.2. Regresión Logit

La *regresión logit* (o regresión logística) es una técnica de análisis multivariante que describe la relación entre un conjunto de variables independientes de naturaleza métrica o categórica y una variable dependiente binaria que sólo toma dos valores para

especificar si el individuo analizado posee una determinada característica estudiada, que es mutuamente excluyente¹³.

En nuestro trabajo, la decisión de adoptar el modelo de regresión logística frente a otras técnicas se justifica por la falta de la condición de normalidad de las variables independientes –situación habitual en el caso de los ratios contables¹⁴- y la naturaleza dicotómica de la variable endógena (repartir dividendo a cuenta, DC = 1, o no repartir, DC=0) que a diferencia de la regresión lineal "requiere que otro procedimiento, el de máxima verosimilitud, se utilice de forma iterativa para encontrar la estimación 'más probable' de los coeficientes. Por ello, se usa el valor de la verosimilitud en lugar de la suma de los cuadrados al calcular la medida de ajuste global del modelo" (Hair *et al.*, 1999; p. 281).

Enlazando con el análisis previo de componentes principales, a partir de las puntuaciones factoriales de los cuatro componentes obtenidos en cada uno de los periodos estudiados, se aplicó el modelo de regresión logit para estudiar la asociación en términos probabilísticos de dichos factores como variables independientes con la variable binaria DC^{15} (cuadro 5), al objeto de aceptar o rechazar las sub-hipótesis (h_{0x}) planteadas en el diseño del estudio empírico.

$$p_{i} = \frac{e^{\alpha_{0} + \alpha_{1}x_{1} + \alpha_{2}x_{2} + \dots + \alpha_{n}x_{n}}}{1 + e^{\alpha_{0} + \alpha_{1}x_{1} + \alpha_{2}x_{2} + \dots + \alpha_{n}x_{n}}}$$
[1]

La ventaja -odds- de producirse un suceso se define como la probabilidad de que ocurra el mismo y su probabilidad complementaria, según queda recogido en la expresión [2].

$$\eta_{i} = \frac{p_{i}}{1 - p_{i}} = e^{\alpha_{0} + \alpha_{1}x_{1} + \alpha_{2}x_{2} + \dots + \alpha_{n}x_{n}}$$
 [2]

Finalmente, la transformación logística se define como el logaritmo de la ventaja (η) de la opción 1 (repartir dividendo a cuenta) frente a la opción 0 (no repartir), y se obtiene según la expresión [3]:

$$\ln \eta_{i} = \ln \left[\frac{p_{i}}{1 - p_{i}} \right] = \alpha_{0} + \alpha_{1} x_{1} + \dots + \alpha_{n} x_{n}$$
 [3]

¹³ La regresión logística es una alternativa al *análisis discriminante*, dado que éste asume que cada grupo obtenido según la variable categórica dependiente debe seguir una distribución normal multivariante, hecho que se asegura si cada variable considerada individualmente tiene una distribución normal, mientras que la regresión logit solventa las dificultades planteadas por el análisis discriminante al "no establecer ninguna restricción sobre la distribución de las variables independientes" (Sánchez, 2000, p.432).

¹⁴ Sobre esta cuestión puede verse García-Ayuso (1994).

¹⁵ La probabilidad de que ocurra el suceso (repartir dividendo a cuenta) varia entre 0 y 1 a partir de la siguiente expresión (Sánchez, 2000, p. 437):

Cuadro 5. Regresión Logit: Variables incluidas en el modelo

Variable endógena						
Denominación	Valoración					
Reparto de dividendo a cuenta en el ejercicio analizado	SI = 1; NO = 0					
Variables regresoras						
Denominación Componente Financiación	Valoración Puntuación factorial					
Componente Crecimiento	Puntuación factorial					
Componente Liquidez	Puntuación factorial					
Componente Productividad	Puntuación factorial					

Con carácter previo al desarrollo del modelo propuesto, consideramos las anomalías que podrían ofrecer los datos en relación con los *outliers o valores extremos*, ya que pueden alterar el ajuste de regresión¹⁶. Para su detección se utilizaron los *residuos estandarizados* así como la *distancia de Cook* que "cuantifica el cambio en los residuos de todos los casos cuando una determinada observación es excluida del cálculo de los coeficientes de regresión" (Sánchez, 2000; p. 457). Considerando las observaciones con distancia de Cook superior a 1 y los residuos estandarizado superior a 2 desviaciones típicas, el detalle de casos excluidos por ejercicio se detalla en el cuadro 6.

Cuadro 6. Regresión Logit: Casos atípicos

Ejercicio	Muestra previa	Outliers	Muestra definitiva
1999	45	5	40
2000	54	4	50
2001	57	3	54

-

¹⁶ No fue necesario analizar la multicolinealidad de las variables regresoras, pues el análisis de componentes principales asegura la obtención de factores ortogonales.

Realizados los oportunos ajustes en los tamaños muestrales, practicamos la evaluación global del modelo logit mediante el siguiente contraste de hipótesis:

$$\mathbf{H_0}: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n = 0$$

$$\mathbf{H_1}: \alpha_i \neq 0$$

El valor del estadístico G de la prueba de razón de verosimilitud se calcula a partir de la expresión G = -2 ln $[L_0/L_p]$, donde L_p es la verosimilitud del modelo completo, mientras que L_0 corresponde al modelo sólo con la constante. El contraste del estadístico G nos indica si se rechaza la hipótesis nula en el caso de que el modelo no ajuste bien los datos sólo con el término independiente.

Además, es necesario aplicar medidas de bondad de ajuste para evaluar el grado de efectividad en el sentido de verificar si los valores estimados \acute{Y}_i se aproximan a los realmente observados Y_i . Para ello utilizamos el *test de Hosmer y Lemeshow*, de cuyo resultado se infiere que para un nivel de significación del 5% no es posible rechazar la hipótesis nula de que el modelo obtenido ajusta bien los datos. El cuadro 7 recoge los valores de ambas pruebas en los ejercicios estudiados.

Cuadro 7. Regresión Logit: Test de bondad de ajuste de coeficientes y del modelo

			Ejercicio	1999			
Estadístico	Valor	Gr. Lib.	Signif.	H_{θ}	Resultado		
Test signif. global de los coeficientes	11,948	4	0,018	El modelo ajusta bien los datos sólo con término independiente	Rechazar		
Test de bondad de Hosmer-Lemeshow	8,685	8	0,370	El modelo ajusta bien los datos	No Rechazar		
Ejercicio 2000							
Estadístico	Valor	Gr. Lib.	Signif.	H_{θ}	Resultado		
Test signif. global de los coeficientes	24,969	4	0,000	El modelo ajusta bien los datos sólo con término independiente	Rechazar		
Test de bondad de Hosmer-Lemeshow	5,644	8	0,687	El modelo ajusta bien los datos	No Rechazar		
			Ejercicio	2001			
Estadístico	Valor	Gr. Lib.	Signif.	H_{θ}	Resultado		
Test signif. global de los coeficientes	24,180	4	0,000	El modelo ajusta bien los datos sólo con término independiente	Rechazar		
Test de bondad de Hosmer-Lemeshow	7,333	8	0,501	El modelo ajusta bien los datos	No Rechazar		

Aceptando que el modelo ajusta bien los datos según el testeo precedente, el cuadro 8 recoge los resultados del modelo de regresión logit, donde se observa que algunos de los componentes obtenidos en el análisis factorial influyen significativamente en el reparto de DC.

Para la obtención de los coeficientes de regresión de las variables independientes se utilizó el 'método introducir' del paquete informático SPSS, versión 11, que incorpora de una sola vez la totalidad de las variables del modelo, aplicando el criterio sustantivo de inclusión de variables contrario al criterio estadístico, según el cual únicamente deberían incluirse aquéllas que tengan una capacidad predictiva significativa, aunque como señala Sánchez (2000; p. 458) "parece haber un consenso generalizado al considerar que no existe un procedimiento de selección que garantice el 'mejor' modelo en términos estadísticos...".

Cuadro 8. Regresión Logit: Resultados del modelo

Panel A: Ejercicio 1999								
Variable	α	S.E.	Wald	Gl	Sig	R_A	Exp (B)	
Financiación	0,018	0,451	0,002	1	0,969	0,000	1,018	
Crecimiento	1,181	0,690	2,930	1	0,087*	0,1406	3,258	
Liquidez	-0,329	0,450	0,535	1	0,464	0,000	0,720	
Productividad	2,562	1,183	4,690	1	0,030**	0,2391	12,966	
Constante	2,207	0,782	7,968	1	0,005***			

Panel B: Ejercicio 2000

Variable	α	S.E.	Wald	Gl	Sig	R_A	Exp (B)
Financiación	-0,921	0,592	2,421	1	0,120	0,0787	0,398
Crecimiento	-2,148	1,851	1,347	1	0,246	0,000	0,117
Liquidez	-1,872	0,820	5,214	1	0,022**	0,2174	0,154
Productividad	3,067	1,131	7,359	1	0,007***	0,2807	21,481
Constante	1,132	0,695	2,652	1	0,103		

Panel C: Ejercicio 2001

Variable	α	S.E.	Wald	Gl	Sig	R_A	Exp (B)
Financiación	-0,270	0,375	0,519	1	0,471	0,000	0,763
Crecimiento	0,311	0,342	0,829	1	0,363	0,000	1,365
Liquidez	-0,825	0,571	2,086	1	0,149	0,0340	0,438
Productividad	3,019	1,065	8,034	1	0,005***	0,2845	20,480
Constante	1,152	0,608	3,592	1	0,058**		

^{*} Significativo al 10% ** Significativo al 5% *** Significativo al 1%

En relación a las sociedades que repartieron DC durante el ejercicio 1999, (cuadro 8: panel A) el componente productividad resulta significativo al 5%, con un coeficiente positivo de 2,562, lo que indica que un mayor valor de este coeficiente implica que la empresa tenderá a pertenecer al grupo de sociedades que reparten DC. En este mismo sentido se aprecia el componente crecimiento, significativo en este caso al 10%, con un coeficiente positivo de 1,181. Si la interpretación de los coeficientes la basamos en la razón de ventaja¹⁷ -(Exp (B)- observamos que un cambio unitario de las variables independientes indicadas se correspondería con un incremento multiplicativo de 12,966 (e^{2,562}) y 3,258 (e^{1,181}) respectivamente. El cuadro 8 recoge también los valores de la R de Atkinson¹⁸ que mide la "contribución parcial de cada variable al modelo" (Sánchez, 2000; p. 444), poniéndose de manifiesto en nuestro estudio que de entre los componentes significativos existe una mayor contribución positiva del componente productividad ($R_A = 0.2391$).

Analizando los datos del ejercicio 2000 (cuadro 8: Panel B), también resultan significativas dos variables: el componente de liquidez al 5%, en este caso con coeficiente de -1,872, lo que refleja un efecto negativo en la opción de repartir DC, contribuyendo parcialmente al modelo de manera importante (R_A =0,2174), aunque la razón de ventaja refleja una variación mínima en la ventaja de la opción 1 (repartir). Nuevamente es significativo el componente productividad, pero en este caso al nivel del 1% con coeficiente positivo de 3,067 y razón de ventaja de 21,481 muy superior al del componente liquidez, apareciendo además como el regresor que mayor contribución realiza al modelo de acuerdo con el valor R ($R_A = 0.2807$).

Finalmente el año 2001 (cuadro 8: Panel C) recoge nuevamente como variable regresora significativa al 1% el componente productividad, aunque con carácter único, presentándose además como la variable que posee la mayor razón de ventaja y nuevamente la que más contribuye al modelo ($R_A = 0.2840$).

Para examinar la capacidad predictiva del modelo es necesario contrastar su tasa de clasificación aciertos, comparando los datos muestrales observados con las predicciones realizadas. En nuestro estudio, la tasa de acierto gira en torno a una horquilla de 70%-80% (cuadro 9) para un valor de corte de 0,5, es decir, los casos cuya

coeficiente de regresión obtenido.

¹⁷ La razón de ventaja nos indica que ante una variación unitaria de una variable independiente, la opción de repartir DC se incrementará de acuerdo con un factor multiplicativo equivalente a elevar el número e al

¹⁸ La R de Atkinson (R_A) mide la correlación parcial entre cada variable independiente y la variable dependiente, pudiendo variar desde -1 a +1.

probabilidad estimada es igual o mayor que 0,5 se clasifican dentro del grupo de empresas que reparten DC, mientras que las empresas que tienen una probabilidad inferior se pronostican como grupo de empresas que no reparten.

Cuadro 9. Regresión Logit: Clasificación de pertenencia

	Ejercicio	1999	
Valores Observados	Valo Pronos	Porcentaje aciertos	
Observados	No reparte DC (0)	Reparte DC (1)	actertos
No reparte DC (0)	4	7	36,4%
Reparte DC (1)	1	28	96.6%
Total			80,0%

Ejercicio 2000

Valores Observados	Valo Pronos	Porcentaje aciertos	
	No reparte DC (0)	Reparte DC (1)	aciertos
No reparte DC (0)	14	7	66,7%
Reparte DC (1)	8	21	72,4%
Total			70,0%

Ejercicio 2001

Valores Observados	Valo Pronos	Porcentaje aciertos	
Obscivados	No reparte DC (0)	Reparte DC (1)	acieitos
No reparte DC (0)	20	5	80,0%
Reparte DC (1)	eparte DC (1)		65,5%
Total			72,2%

La significación estadística de la tasa global de aciertos requiere aplicar el test de Huberty, cuya formulación es la siguiente:

$$\delta = \frac{(j-b)\sqrt{n}}{\sqrt{b(n-b)}} \approx N (0,1)$$

$$b = \frac{1}{n} (n_1^2 + n_2^2)$$

donde,

j = observaciones clasificadas correctamente.

B = número esperado de observaciones clasificadas correctamente por "azar".

n = número de observaciones de la muestra.

 n_1 = número de observaciones que registran la característica estudiada (DC = 1).

 n_2 = número de observaciones que no registran la característica estudiada(DC=0).

A partir del estadístico *, que se distribuye aproximadamente como una normal, se establece la hipótesis nula (H₀) de que el número de casos clasificados correctamente por el modelo no difiere de la clasificación esperada sólo por efecto del azar. Para un nivel de significación del 5%, hemos obtenido los valores del estadístico * que se recogen en el cuadro 10, rechazándose en todos los periodos la hipótesis nula, por lo que se puede afirmar que la tasa de aciertos del modelo es significativamente mayor que la que se obtiene por efecto del azar.

Cuadro 10. Regresión Logit: Test de Huberty

Ejercicio	% Aciertos	Estadístico *	Significación	Rechazar H0
1999	80,0%	2,56	5% (z=1,96)	SI
2000	70,0%	2,64	5% (z=1,96)	SI
2001	72,2%	3,22	5% (z=1,96)	SI

Como resumen del análisis multivariante expuesto podemos concluir que algunos ratios utilizados comúnmente en el análisis financiero se revelan como indicadores de reparto de DC para empresas cotizadas españolas a partir de su agrupación mediante el análisis de componentes principales.

En concreto, en términos de la hipótesis nula planteada, podemos rechazar genéricamente la sub-hipótesis nula (h_{04}) referida a la *componente productividad*, al presentar coeficientes positivos y significatividad del 5% o 1% para todos los ejercicios (ver cuadro 8), mostrando además los mayores índices de contribución al modelo según el valor que toma R_A , siendo el regresor más influyente en la razón de ventaja ante sus posibles variaciones unitarias. En cuanto a la sub-hipótesis (h_{03}) relacionada con la *componente liquidez*, únicamente puede rechazarse para el ejercicio 2000 al presentar significación al nivel del 5%, en este caso con signo negativo, no pareciendo que su contribución se muestre decisiva para predecir repartos de DC, aunque legislativamente esta magnitud sí es notoriamente influyente en el posible reparto, por cuanto la propia legislación contable hace referencia a la liquidez de la empresa al señalar que "...se deberá indicar el importe de los mismos e incorporar el estado contable previsional formulado preceptivamente para poner de manifiesto la existencia de liquidez

suficiente..." (PGC, Parte IV, Cuentas Anuales, Memoria, apto. 3). Las sub-hipótesis nulas relacionadas con las **componentes financiación** (h_{01}) y **crecimiento** (h_{02}) no pueden ser rechazadas en ninguno de los periodos evaluados, aunque ésta última se muestra significativa en el ejercicio 1999, pero tan sólo al nivel del 10%.

4. **CONCLUSIONES**

La evolución de los mercados se encuentra unida de manera indisoluble a la aparición de nuevas aportaciones teóricas que tratan de modelizar el comportamiento empresarial en el mundo de los negocios. Bajo esta orientación, el objetivo del presente trabajo ha consistido en abordar la selección de variables que muestren cierto grado de sensibilidad ante la decisión de repartir "dividendos a cuenta", habiendo basado nuestra investigación en la información procedente de los estados contables del ejercicio inmediatamente anterior a aquel en el que se toma tal decisión.

El estudio empírico se basó primeramente en un análisis de componentes principales sobre un conjunto de ratios contables, poniendo de manifiesto la existencia de cuatro componentes o factores que se identifican con características básicas del análisis económico-financiero, tales como financiación, crecimiento, liquidez y productividad. En una segunda etapa, que examinó dichos componentes como variables independientes a través de sus puntuaciones factoriales mediante regresión logit, se puso de manifiesto una fuerte relación de causalidad entre el componente de productividad y el reparto de "dividendos a cuenta", exhibiendo un coeficiente positivo y significativo para todos los periodos analizados, habiéndose mostrado también sensible a dicha decisión los componentes de liquidez y crecimiento, aunque con menor regularidad que la antes mencionada.

De acuerdo con la metodología científica aplicada, consideramos que los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de relaciones entre la información emanada de los estados contables y la política de "dividendos a cuenta" practicada por las compañías, vínculos de interés para los inversores que abren una línea de investigación prácticamente inexistente, que debe permitir en un futuro el contraste de otros enfoques alternativos a los aquí planteados.

Anexo I

Empresas seleccionadas

1	ACCIONA S.A.	30	GRUPO FERROVIAL SA
2	ACERALIA CORPORACION SIDERURGICA SA	31	IBERDROLA SA (1)
3	ACERINOX SA	32	IBERIA LINEAS AEREAS DE ESPANA SA
4	ACESA INFRAESTRUCTURAS SA	33	INDRA SISTEMAS SA
5	ACS ACTIVIDADES DE CONSTRUCCION Y SERVICIOS SA	34	MIQUEL Y COSTAS & MIQUEL SA
6	ADOLFO DOMINGUEZ SA (1)	35	NICOLAS CORREA SA
7	AMADEUS GLOBAL TRAVEL DISTRIBUTION SA	36	OBRASCON HUARTE LAIN S.A. (2)
8	AZKOYEN SA	37	OMSA ALIMENTACION SA
9	CAMPOFRIO ALIMENTACION SA	38	PESCANOVA SA (1)
10	CEMENTOS ALFA SA (1)	39	PRIM SA
11	CEMENTOS LEMONA SA	40	PROSEGUR COMPANIA DE SEGURIDAD SA
12	CEMENTOS MOLINS SA	41	RECOLETOS GRUPO DE COMUNICACION SA
13	CEMENTOS PORTLAND SA	42	REPSOL YPF SA
14	CENTROS COMERCIALES CARREFOUR SA	43	SA HULLERA VASCO LEONESA
15	CIE AUTOMOTIVE S.A.	44	SOCIEDAD GENERAL DE AGUAS DE BARCELONA SA
16	COMPANIA LOGISTICA DE HIDROCARBUROS CLH SA	45	SOL MELIA S.A.
17	CORTEFIEL SA	46	TAVEX ALGODONERA SA (1) (2)
18	DURO FELGUERA SA	47	TELEFONICA PUBLICIDAD E INFORMACION S.A.
19	EBRO PULEVA SA (1)	48	TRANSPORTES AZKAR S.A.
20	ELECNOR SA	49	TUBACEX SA
21	ENDESA SA	50	TUBOS REUNIDOS SA (1)
22	ENERGIA E INDUSTRIAS ARAGONESAS EIA SA	51	UNILAND CEMENTERA SA
23	FAES FARMA SA	52	UNION FENOSA SA
24	FOMENTO DE CONSTRUCCIONES Y CONTRATAS SA	53	UNIPAPEL SA (1) (2)
25	FUNESPANA S.A.	54	URALITA SA
26	GAS NATURAL SDG SA	55	VIDRALA SA (1)
27	GLOBAL STEEL WIRE SA	56	VISCOFAN S A (1)
28	GRUCYCSA SA (1)	57	ZARDOYA OTIS SA
29	GRUPO DRAGADOS SA (1)		

⁽¹⁾ Empresa excluida del análisis en ejercicio 1999.

⁽²⁾ Empresa excluida del análisis en ejercicio 2000.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACCOUNTANCY (2002): "Interim dividends", núm. 1301, January.
- BALACHANDRAN, B., CADLE, J. y THEOBALD, M. (1996): "Interim dividend cuts and omissions in the UK", *European Financial Management*, Vol. 2, núm. 1, pp. 23-38.
- BLACK, F. (1976): "The dividend puzzle", *The Journal of Portfolio Management*, núm. 2, pp. 4-8.
- CRUZ ROCHE, I. (1976): "Las decisiones de distribución de beneficios en la empresa: política de dividendos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, nº 17, julioseptiembre, pp. 461-475.
- DANIEL W.W. (2000): Bioestadística, 3ª edición, Editorial Utheha, Madrid.
- ELFAKHANI, S. (1998): "The expected favourableness of dividend signals the direction of dividend change", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, núm. 3, pp. 221-231.
- GARCÍA-AYUSO CORVASI, M. (1994): Fundamentos metodológicos del análisis financiero mediante ratios, Tesis Doctoral, Universidad de Sevilla.
- GUZMÁN RAJA, I. (2003): "El dividendo a cuenta y su regulación mercantil: precisiones contables para su cálculo", *Comunicación XII Congreso AECA*, octubre 2003, Cádiz.
- HAIR, J.F., ANDERSON, R.E., TATHAN, R.L. y BLACK, W.C. (1999): *Análisis multivariante*, Ed. Prentice Hall Iberia, Madrid.
- HEALY, P.M. Y PALEPU, K.G. (1988): "Market rationality and dividend announcements", *Journal of Financial Economics*, 21, pp. 149-76.
- JOOS, P. y JOOS, P. (1998): "The prediction of ROE: Fundamentals signals, accounting recognition and industry characteristics", *Working paper*, INSEAD, 98/11/AC.
- LINTNER, J. (1956): "Distribution of incomes of corporation among dividend, retained earnings and taxex", *American Economic Review*, Vol. 46, pp. 97-113.
- LEV, B y THIAGARAYAN, S. (1993): "Fundamental information analisys", *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, núm. 2, pp. 190-215.
- LUQUE MARTÍNEZ, T. (2000): Técnicas de análisis de datos en investigación de mercados, Editorial Pirámide, Madrid.
- MARTIKAINEN, T. Y PERTTUNEN, J. (1992): "The stadistical validity of the ratio method in financial statement analysis: Evidence based on ratio classifications", *Comunicación XV Congreso de la European Accounting Association*, Madrid.

- MENÉNDEZ PLANS, C. y GUERRERO BONED, S. (1994): "La controversia sobre la política de dividendos: revisión y síntesis", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXIII, núm. 80, pp. 791-816.
- MILLER, M.H. y MODIGIANI, F. (1961): "Dividend policy, growth, and the valuation of shares", *Journal of Business*, 34, pp. 411-433.
- MONTERREY, J. y SEGURA, A. (1994): "Las anomalías resultado-precio y el mercado de capitales. Implicaciones para el análisis de estados financieros", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXIII, núm.80, pp. 761-789.
- NORMAS INTERNACIONALES DE CONTABILIDAD (IASB) (2002): IAS nº 10, "Events after the balance sheet date", Ed. Francis Lefebvre, Madrid, pp. 489-498.
- OU, J. y PENMAN, S.H. (1989): "Financial statement analysis and the prediction of stock returns", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11, pp. 295-239.
- REAL DECRETO LEGISLATIVO 1564/1989, de 22 diciembre, por el que se aprueba el *Texto Refundido de la Ley de Sociedades Anónimas*.
- REAL DECRETO 1643/1990, de 27 de diciembre, por el que se aprueba el *Plan General de Contabilidad*.
- SÁNCHEZ VIZCAÍNO, G. (2000): "Regresión Logística" en LUQUE MARTÍNEZ, T. *Técnicas de análisis de datos en investigación de mercados*, Editorial Pirámide, Madrid.
- WANSLEY, J. W. Y LANE W. R. (1987): "A financial profile of the dividend initiating firm", *Journal of Business Finance and Accounting*, núm. 114, pp. 425-36.