

## RESULTADOS CONTABLES Y PRECIOS BURSÁTILES\*

JUAN MONTERREY

CARMEN PINEDA

Universidad de Extremadura

El objeto de este trabajo es analizar desde un punto de vista empírico la relación existente entre resultados contables y precios de acciones en el mercado español. Por regla general, los trabajos que versan sobre esta cuestión han ignorado la existencia de diferentes formas funcionales alternativas desde las que estudiar dicha relación, ya que cada una de ellas obedece a diferentes razones económicas que deben ser consideradas y analizadas con detalle. Los resultados obtenidos, en general, confirman para el caso español los hallazgos presentados en trabajos previos referidos a otros países.

*Palabras clave:* resultados contables, mercado de valores.

Desde la aparición del trabajo seminal de Ball y Brown (1968), la investigación contable orientada hacia el mercado de capitales ha sido probablemente la parcela de esta disciplina que ha suscitado el mayor interés y capitalizado el mayor esfuerzo. Su propósito es analizar la relevancia de la información contable y su utilidad para los usuarios en el ámbito del mercado de capitales, escenario idóneo para verificar si la formación de los precios bursátiles, desde la hipótesis de eficiencia, tiene en cuenta, y en qué medida, las magnitudes contables.

Dentro de este ámbito, al analizar la relación entre resultados contables y valor de mercado de las compañías, Kothari y Zimmerman (1995) aconsejan utilizar especificaciones funcionales alternativas en determinados contextos de investigación, ya que cada una de éstas obedece a fundamentos económicos diferentes e inducen implicaciones econométricas de diversa naturaleza, al mismo tiempo que se obtiene una evidencia empírica más convincente. Nuestro propósito en este trabajo es analizar el comportamiento de las diferentes formas econométricas que han sido utilizadas en la literatura contable para estudiar la relación entre los resultados y el valor de mercado de las compañías, en un mercado bursátil intermedio como el español, en el que la hipótesis básica de partida, la eficiencia del mer-

---

(\*) Este trabajo se inscribe en el marco del proyecto de investigación PB94-1014, de la DGICYT, y se ha favorecido de la ayuda recibida de la Fundación Caja de Madrid (Carmen Pineda). Los autores expresan su agradecimiento a dos evaluadores anónimos.

cado, presenta una menor robustez y con toda seguridad, una forma más débil que en mercados con mayor volumen y profundidad.

Nuestro trabajo se organiza de la manera siguiente: la sección 1 recoge el estudio de las formas funcionales que pueden emplearse en el análisis de la relación entre resultados y precios; la sección 2 está dedicada a exponer la definición de las variables que se utilizarán en la contrastación empírica; la sección 3 describe la muestra de empresas utilizada y su estadística descriptiva; la sección 4 se destina a la presentación y discusión de los resultados obtenidos, y finalmente la sección 5 presentará las principales conclusiones.

## 1. FORMAS FUNCIONALES PARA EL ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE RESULTADOS Y PRECIOS

La literatura contable ha venido empleando formas funcionales muy diversas y variadas para analizar la relación que *debe* existir entre resultados contables y precios bursátiles en un mercado eficiente, al menos en su forma semifuerte. No obstante, la mayor parte de estos trabajos ponen en relación los precios de mercado o rentabilidades de los títulos con los resultados contables omitiendo cualquier otro tipo de información.

Esta forma de proceder obedece, fundamentalmente, a dos motivos principales; en primer lugar, con respecto a la utilización de los resultados contables, se señala que aunque los modelos tradicionales de valoración consideran que el precio de una acción es el valor actualizado de los cash flows esperados en el futuro, se asume que los resultados contienen información sobre los flujos de tesorería futuros [Beaver (1989), cap. 4; Kormendi y Lipe (1987)], lo que permite utilizar los resultados contables como subrogados de dichas expectativas sobre los *cash flows*. En segundo término, la relación resultados-precios utilizada es lineal, tratándose ésta de una hipótesis más fundada en la conveniencia y en el criterio práctico que en el rigor; lo que sucede es que las formas funcionales lineales son más prácticas desde el punto de vista de su interpretación económica.

Con estas restricciones, la variedad en las formas de contrastación empírica a través de un análisis de regresión en la relación resultados-precios viene motivada por la definición concreta de las variables utilizadas. Así, con respecto a la variable independiente pueden emplearse los denominados *modelos de cambios*, que emplean como variable independiente las variaciones operadas en el resultado contable anual, y tienen como fundamento el que los precios de mercado de las acciones son sensibles a las modificaciones que experimenta el resultado anual de las firmas. Desde los clásicos trabajos de Ball y Watts (1972) y Watts y Leftwich (1977), son muchos los estudios que asumen que los resultados contables presentan un comportamiento *random walk*, de manera que el mejor pronóstico de resultados futuros son los resultados presentes. Por tanto, al emplear los cambios en resultados como variable independiente lo que se trata de analizar es la respuesta del mercado a los resultados inesperados<sup>1</sup>.

---

(1) Por supuesto que muchos otros trabajos toman como resultados no esperados la diferencia bien entre los resultados reales y los pronósticos de algunos analistas o el pronóstico de consenso de los

Esta identificación de cambios en resultados con resultados no esperados implica la consideración de que el resultado contable del ejercicio es totalmente permanente, cuando parece evidente que los resultados contables contienen un componente permanente, esto es, de carácter recurrente y que se espera que vuelvan a aparecer en el futuro, y un componente transitorio, que por su naturaleza coyuntural no es de esperar que se reproduzcan en periodos posteriores. En este sentido, Ali y Zarowin (1992, p. 287) afirman *que los niveles de resultados pueden actuar como un subrogado de los resultados no esperados cuando los resultados del ejercicio anterior no son completamente permanentes*. Surgen así los denominados *modelos de niveles*, que emplean como variable independiente la cuantía del resultado contable anual, en lugar de los cambios operados en éste. Su aparición en el panorama contable y financiero es mucho más reciente que los modelos de cambios, y ha de señalarse a Lev (1989) como su principal impulsor, al sentar las bases teóricas que recomiendan su empleo, y a Easton y Harris (1991) como los primeros en documentar la relevancia de los niveles de resultados de forma empírica. Una segunda visión de la posible utilidad de los modelos de niveles es que pueden verificar en qué medida su mayor o menor importe es valorado por el mercado, en la idea de que los precios bursátiles guardan una relación funcional directa con el nivel de resultados.

Una variante muy interesante de los modelos de niveles la constituyen los que emplean como variables independientes los resultados acumulados a lo largo de un horizonte temporal superior al año. La idea que preside este tipo de modelos es conocer en qué medida el mercado valora la capacidad de creación de valor que tienen las empresas a largo plazo. Easton, Harris y Ohlson (1992) han sido los pioneros en el empleo de estos modelos, utilizando ventanas de hasta diez ejercicios y obteniendo evidencia de cómo a medida que se amplía ésta, es decir, al ir acumulando paulatinamente los resultados contables de varios ejercicios, se obtiene un incremento significativo de la correlación entre éstos y los precios bursátiles, esto es, el mercado valora de forma considerable la trayectoria histórica de los resultados contables.

En nuestra opinión, la lógica subyacente de este comportamiento es que si el valor de una firma en el mercado coincide con los *cash flows* futuros actualizados, existe una convergencia a largo plazo entre los flujos de tesorería y el resultado contable. Así, a medida que se amplía el horizonte temporal, los resultados contables acumulados se asemejan cada vez más a los *cash flows* acumulados, con un sesgo cada vez menor.

Por último, el más reciente perfeccionamiento metodológico lo constituyen los modelos bivariantes que emplean como variables independientes, de forma combinada, niveles y cambios, esto es, que unen los planteamientos de las dos fa-

---

analistas, bien entre el resultado real y el pronóstico de resultados obtenido a partir de la modelización estadística de la serie de temporal de resultados. Sin embargo, dadas nuestras restricciones de información, por no disponer de los pronósticos de los analistas o por la brevedad en la serie de resultados que nos hace imposible la estimación de las series temporales, esta visión de los resultados no esperados ha sido excluida del presente trabajo.

milias de modelos anteriores. El importante trabajo teórico de Ohlson (1995) ha sido el inspirador de esta modalidad, cuya verificación empírica ha corrido a cargo del ya citado de Easton y Harris (1991), obteniéndose un incremento de la correlación resultados-precios debido a que las variables niveles y cambios en resultados no son sustitutivas, sino complementarias.

Con relación a la selección de la variable dependiente, la investigación contable ha empleado como tal, por regla general, la rentabilidad de las acciones en la idea de que ésta es precisamente la magnitud que se ve afectada por los resultados contables, dando así nombre a los denominados modelos de rentabilidad. A su vez, las rentabilidades pueden definirse de dos modos alternativos: en primer lugar, las llamadas rentabilidades puras o normales, que vienen determinadas bien por la variación en los precios de las acciones durante un determinado periodo, más el dividendo y los derechos de suscripción de dicho periodo, bien por el cociente entre el precio del título en un momento y el precio del título en un momento anterior que se toma como referencia, o las denominadas rentabilidades anormales, que se definen como la diferencia entre las rentabilidades puras o normales y las rentabilidades esperadas por el mercado. Estas rentabilidades esperadas suelen determinarse a partir de un modelo de mercado o de un modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), y por tanto estarán condicionadas por el riesgo sistemático del título. Por otra parte, los modelos de precios son los que emplean como variable dependiente el precio de un título en un momento determinado de tiempo,  $P_t$ , para verificar si los resultados afectan al nivel de los precios bursátiles.

La literatura contable recoge opiniones diversas respecto de la superioridad de unos u otros modelos. No obstante, Kothari y Zimmerman (1995, pág. 191) recomiendan el empleo de ambos tipos de modelos en determinados contextos de investigación, ya que mientras los de precios exhiben unos coeficientes de las variables independientes menos sesgados, los modelos de rentabilidad presentan unos problemas econométricos menos serios, sobre todo con menor heterocedasticidad. Así, parece que los modelos de precios son “mejores” en estimar los coeficientes de las variables independientes, pero “peores” por los problemas asociados a su inferencia estadística. Analizaremos pues, unos y otros en el mercado bursátil español.

## 2. SELECCIÓN DE VARIABLES Y CONSTRUCCIÓN DE LOS MODELOS PARA EL ANÁLISIS DE LA RELACIÓN ENTRE RESULTADOS CONTABLES Y PRECIOS BURSÁTILES

Al hilo de la variedad de modelos que pueden construirse, según se empleen unas u otras variables dependientes e independientes, seleccionaremos doce especificaciones econométricas alternativas. Antes, parece conveniente proceder a describir las variables empleadas en la construcción de estos modelos, que se detallan en el cuadro 1. Es importante destacar que en lugar de considerar los precios bursátiles a 31 de diciembre de cada ejercicio, hemos tomado los correspondientes a 31 de marzo del ejercicio siguiente.

Cuadro 1: DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES EMPLEADAS EN LAS REGRESIONES

$P_{it}$	Precio de una acción de la empresa $i$ en el momento $t$ .
$X_{it}$	Resultado ordinario por acción (anual) de la empresa $i$ en el ejercicio $t$ .
$\Delta X_{it}$	Variación del resultado ordinario por acción (anual) de la empresa $i$ en el ejercicio $t$ con relación al ejercicio $t-1$ : $X_{it} = X_{it} - X_{it-1}$ .
$\sum_{t=1}^T X_{it}$	Resultado ordinario por acción de la empresa $i$ acumulado de $T$ ejercicios.
$d_{ij}$	Dividendo por acción de la empresa $i$ en el mes $j$ .
$S_{ij}$	Cotización inicial del derecho de suscripción en el mes $j$ .
$RPM_{ij}$	Rentabilidad pura de una acción de la empresa $i$ en el mes $j$ : $RPM_{ij} = \frac{P_{ij} - P_{ij-1} + d_{ij} + S_{ij}}{P_{ij-1}}$
$RP_{it}$	Rentabilidad pura acumulada en un período de doce meses, desde abril del ejercicio $t$ hasta marzo del ejercicio $t+1$ : <sup>2</sup> $RP_{it} = \sum_{j=1}^{12} RPM_{ij}$
$I_j$	Índice general de la Bolsa de Madrid al final del mes $j$ .
$RM_j$	Rentabilidad de la cartera de mercado en el mes $j$ : $RM_j = \frac{I_j - I_{j-1}}{I_{j-1}}$
$Rf_j$	Tasa libre de riesgo para el mes $j$ .
$E(RPM_{ij})$	Rentabilidad pura mensual esperada para una acción de la empresa $i$ en el mes $j$ : $E(RPM_{ij} / RM_j, Rf_j) = Rf_j + [RM_j - Rf_j] \cdot \frac{cov(RPM_{ij}, RM_j)}{var(RM_j)}$
$RAM_{ij}$	Rentabilidad anormal de una acción de la empresa $i$ en el mes $j$ : $RAM_{ij} = RPM_{ij} - E(RPM_{ij} / RM_j, Rf_j)$
$RA_{it}$	Rentabilidad anormal acumulada en un período de doce meses, desde abril del ejercicio $t$ hasta marzo del ejercicio $t+1$ : $RA_{it} = \sum_{j=1}^{12} RAM_{ij}$

(2) También fueron estimados como  $RPA_{it} = [\prod_{t=-11}^0 (1 + RPM_{it})] - 1$ . Los resultados con esta estimación no difieren significativamente de los aquí presentados.

La razón es que dado que no conocemos en qué momento se hacen públicos los resultados, consideramos que dicha fecha está lo suficientemente retrasada como para que tales resultados se hayan hecho públicos y el mercado haya ajustado sus precios. De la misma manera, y por idéntica razón, las rentabilidades puras,  $RP_{it}$  y anormales,  $RA_{it}$ , se han calculado para el periodo comprendido entre 1 de abril del año considerado y el 31 de marzo del ejercicio. Todas estas cifras están convenientemente corregidas y ajustadas por las variaciones en el nominal de los títulos y por variaciones de capital. Como tasa libre de riesgo hemos utilizado la rentabilidad media para cada mes de las letras del tesoro a un año publicada por los Boletines Mensuales del Banco de España. Por último, el riesgo sistemático se ha estimado sobre un periodo de doce meses anteriores al mes para el que tal variable se calcula.

En cuanto a los resultados, hemos optado por tomar los resultados ordinarios por acción, es decir, con exclusión de los resultados extraordinarios, netos de impuestos. Así suele efectuarse en la mayor parte de los estudios de esta naturaleza, en un intento de eliminar, en la medida de lo posible, los resultados transitorios, ya que si hubiéramos tomado el resultado neto del ejercicio con inclusión de los resultados extraordinarios se correría el riesgo de sesgar de forma notable el grado de asociación entre precios y resultado contable. Por otra parte, el empleo de resultados por acción, como recomiendan Barth, Beaver y Landsman (1992), reduce en buena medida la presencia de ruidos derivados de la heterocedasticidad.

El cuadro 2 recoge todas las combinaciones posibles de modelos, según se tomen niveles o cambios como variables independientes o se seleccionen precios o rentabilidad como dependientes. En el caso concreto de los modelos que adoptan como variables independientes los resultados acumulados, se han tomado como tales los resultados agregados de tres y cuatro ejercicios, con la finalidad de verificar el impacto causado sobre los precios bursátiles o sobre las rentabilidades por la paulatina agregación de resultados anuales, tanto en términos de su correlación estadística como de la sensibilidad del coeficiente de respuesta.

### 3. MUESTRA DE EMPRESAS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

Los datos para el contraste empírico de los modelos tienen dos orígenes: información contable, obtenida de las cuentas anuales de las compañías cotizadas, e información sobre precios de mercado y dividendos de los títulos. En lo concerniente a los datos del primer tipo, se solicitó a la Comisión Nacional del Mercado de Valores la información contable de todas las empresas, excepto financieras y de seguros, con cotización en las bolsas españolas, para los ejercicios cerrados en el periodo 1990-1994. La razón de iniciar la serie de datos en 1990 obedece a que la entrada en vigor del nuevo Plan General de Contabilidad tuvo lugar a partir de este año, y la inclusión de ejercicios anteriores pudiera haber afectado a la comparabilidad de la serie histórica de resultados ordinarios, ya que la obtención de este dato se regía, antes de 1990, con arreglo a las normas del antiguo Plan General de Contabilidad de 1973. La exclusión de las empresas financieras obedece a las especiales características de este tipo de compañías que las hacen difícilmente comparables al resto, así como por la diferente presentación de su información conta-

Cuadro 2: MODELOS ECONOMETRICOS PARA EL ESTUDIO DE LA RELACION RESULTADOS-PRECIOS

Modelo	Variable dependiente	Variable(s) independiente(s)	Especificaciones	
M1	Univariante	Precio	Nivel de resultados anuales	$P_{it} = a + b X_{it} + e_{it}$
M2a	Univariante	Precio	Resultados acumulados (3 años)	$P_{it} = a + b \sum_{i=-1}^1 X_{it} + e_{it}$
M2b	Univariante	Precio	Resultados acumulados (4 años)	$P_{it} = a + b \sum_{i=-2}^1 X_{it} + e_{it}$
M3	Univariante	Precio	Cambios en resultados	$P_{it} = a + b \Delta X_{it} + e_{it}$
M4	Bivariante	Precio	Nivel y cambios en resultados	$P_{it} = a + b X_{it} + b_2 \Delta X_{it} + e_{it}$
M5	Univariante	Rentabilidad pura	Nivel de resultados anuales	$RP_{it} = a + b (X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M6a	Univariante	Rentabilidad pura	Resultados acumulados (3 años)	$\sum_{i=-1}^1 RP_{it} = a + b_1 (\sum_{i=-1}^1 X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M6b	Univariante	Rentabilidad pura	Resultados acumulados (4 años)	$\sum_{i=-2}^1 RP_{it} = a + b_1 (\sum_{i=-2}^1 X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M7	Univariante	Rentabilidad pura	Cambios en resultados	$RP_{it} = a + b_1 (\Delta X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M8	Bivariante	Rentabilidad pura	Nivel y cambios en resultados	$RP_{it} = a + b_1 (X_{it}/P_{it-1}) + b_2 (\Delta X_{it}/P_{it-1})$
M9	Univariante	Rentabilidad anormal	Nivel de resultados anuales	$RA_{it} = a + b_1 (X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M10a	Univariante	Rentabilidad anormal	Resultados acumulados (3 años)	$\sum_{i=-1}^1 RA_{it} = a + b_1 (\sum_{i=-1}^1 X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M10b	Univariante	Rentabilidad anormal	Resultados acumulados (4 años)	$\sum_{i=-2}^1 RA_{it} = a + b_1 (\sum_{i=-2}^1 X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M11	Univariante	Rentabilidad anormal	Cambios en resultados	$RA_{it} = a + b_1 (\Delta X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$
M12	Bivariante	Rentabilidad anormal	Nivel y cambios en resultados	$RA_{it} = a + b_1 (X_{it}/P_{it-1}) + b_2 (\Delta X_{it}/P_{it-1}) + e_{it}$

ble que genera un problema, no siempre subsanable, de tratamiento de la información. De forma adicional, el cambio en la regulación contable de estas compañías a partir de la entrada en vigor de la Circular 4/1991 de 14 de junio del Banco de España en 1992, de nuevo podría afectar la comparabilidad de la información contable.

Ahora bien, la información presentada por estas empresas no era uniforme, ya que unas ofrecían datos consolidados y otras datos individuales, lo que planteaba un problema de heterogeneidad de variables contables. Para favorecer la homogeneidad se operó del modo siguiente: se incluyeron en la muestra las empresas que presentaban información consolidada en, al menos, cuatro de los cinco ejercicios considerados, si en alguno de ellos se presentaba información consolidada. De esta forma, todas las empresas que presentaban datos consolidados en uno o más ejercicios, pero en menos de cuatro, fueron eliminadas de la muestra. Con relación a la información contable individual, se tomaron aquellas empresas que no habían presentado estados financieros consolidados en ningún ejercicio y presentaban información individual en, al menos, cuatro años.

Con respecto a la información sobre precios de mercado, dividendos y ampliaciones, se tomaron del diario *Expansión* y de diversas publicaciones del Banco Central Hispano los precios de cierre de cada mes, desde febrero de 1988 hasta marzo de 1995, los dividendos repartidos mensualmente durante el mismo periodo, la cotización de los derechos de suscripción y el nominal de los títulos mes a mes, obteniéndose datos de 260 empresas. Del cruce de las dos muestras anteriores se obtuvo la muestra definitiva, que quedó configurada por 127 compañías, 90 de ellas con datos contables de cinco ejercicios y 37 con datos de cuatro ejercicios, lo que hace un total de observaciones empresas-años de 598.

La estadística descriptiva de las principales variables (no presentada aquí) muestra dos aspectos importantes: en primer lugar, aparecen grandes variaciones entre los valores de la media y la mediana en casi todas las variables, y en segundo lugar, se obtienen unos valores muy elevados para los coeficientes de asimetría y curtosis. Además se realizaron diversos contrastes de normalidad (Jarque-Bera, Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilks) y todos ellos nos llevan a rechazar la hipótesis de normalidad en la distribución de las variables. Para conseguir una aproximación a la distribución, hemos procedido a eliminar las observaciones que constituyen un valor extremo. En este sentido, hemos considerado como tales aquéllas que generaban un valor significativo de la distancia  $D$  de Cook y de los residuos estudentizados. De esta forma, se han eliminado 39 observaciones, lo que representa un 6% de la muestra total. La estadística descriptiva de las variables básicas de la muestra, una vez depuradas las observaciones extremas, se ofrece en el cuadro 3.

En los valores de este cuadro puede llamar la atención el signo negativo en el valor medio de la variable resultados. Tal signo viene motivado por la debilidad en los precios en ciertas empresas que presentan resultados negativos. Esto hace que el cociente entre resultados y precios sea muy superior en empresas con resultados negativos, inclinando la media hacia valores negativos, puesto que, efectivamente, en la muestra considerada el resultado medio por acción sí es positivo.

Cuadro 3: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES SIN OBSERVACIONES  
EXTREMAS

	$X_{it}/P_{it-1}$	$\Delta X_{it}/P_{it-1}$	$RP_{it}$	$RA_{it}$
Observaciones	559	438	591	568
Media	-0,012	-0,006	0,001	-0,047
Mediana	0,066	-0,004	0,000	-0,059
Máximo	1,001	3,767	2,772	1,300
Mínimo	-4,207	-1,467	-1,949	-1,623
Desv. Estánd.	0,418	0,373	0,437	0,375
Asimetría	-4,609	3,433	0,266	-0,236
Curtosis	34,705	35,048	6,337	4,569

$X_{it}$  representa el resultado ordinario por acción, en pesetas, en el año  $t$ ;  $X_{it}$  representa la variación en el resultado por acción con respecto al ejercicio anterior;  $P_{it}$  es el precio del título, en pesetas, a cierre de marzo del ejercicio  $t+1$ ;  $RP_{it}$  representa las rentabilidades mensuales acumuladas, en tanto por uno, en un período de 12 meses comenzando en abril del ejercicio  $t$ ;  $RA_{it}$  son los residuos mensuales acumulados en un período de 12 meses comenzando en abril del ejercicio  $t$  obtenidos a partir de un modelo CAPM.

#### 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

El cuadro n.º 4 recoge los resultados empíricos obtenidos de la aplicación de los diferentes modelos. Antes de pasar a comentar los resultados debemos destacar que para todas las regresiones se contrastó la existencia de heterocedasticidad, con el test de White, y de autocorrelación, con el test de Breusch-Godfrey en el caso de residuos homocedásticos y con el contraste ratio-varianza [Campbell, Lo y MacKinlay (1997)], en el caso de residuos heterocedásticos. Los valores de los estadísticos aparecen en el cuadro n.º 4. Para el test de Breusch-Godfrey se presentan los valores correspondientes a dos retardos. Para el test ratio-varianza se presentan los valores correspondientes a cuatro periodos de agregación. Una vez determinada la existencia de autocorrelación y/o heterocedasticidad, los grados de significación de los coeficientes se han determinado a partir de las matrices de varianzas covarianzas robustas a formas generales de heterocedasticidad de White, en el caso de existencia única de heterocedasticidad, y a formas generales de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West, en el caso de existencia de heterocedasticidad y/o autocorrelación. Ahora bien, para algunos de los modelos estimados la significación del test ratio-varianza depende del número de periodos incluidos en el contraste, lo que nos ha conducido a obtener los valores del estadístico  $t$  a partir de la matriz de covarianzas tanto de White como de Newey-West. No obstante, tan sólo para un parámetro,  $b_1$  en el modelo M5, se modifica

su nivel de significación, pasando del 90% cuando se consideró la matriz de covarianzas de White al 95% cuando se consideró la de Newey-West. También se contrastó la posibilidad de que las variables tomadas en niveles no deflactadas presentaran un comportamiento no estacionario. Así pues, se contrastó la existencia de una raíz unitaria en estas series por medio del test de Dickey-Fuller ampliado, hipótesis que resultó rechazada para todas las variables.

Entrando en el análisis de los modelos de precios, podemos destacar, en primer lugar, que el intercepto es muy diferente de cero, especialmente en el modelo M3 de cambios anuales de resultados, en el que la constante es significativamente superior a la correspondiente a los modelos M1, M2a, M2b y M4 para los que no es significativamente diferente. Esto puede ser debido a que la desaparición de la variable nivel de resultados, muy posiblemente relacionada con el tamaño, hace que la constante recoja el efecto de la omisión de una variable de dimensión de la empresa en el modelo. Estos resultados también muestran que cuando el resultado tiende a cero, la variable precios tiene un “suelo mínimo” de valor que es precisamente el intercepto y que debe tender hacia el valor en libros por acción de la compañía, como demuestran Burgstahler y Dichev (1997) o Barth, Beaver y Landsman (1996). Con respecto al coeficiente asociado a la variable independiente y al de determinación, el modelo M3 presenta unos valores no significativos como consecuencia del propio diseño del modelo, puesto que carece de coherencia y racionalidad económica. Por el contrario, el resto de los modelos presentan unos elevados coeficientes de determinación y unos coeficientes de respuesta significativos a un 99%. El efecto de la acumulación de resultados genera una disminución paulatina en el coeficiente del modelo, pero no tiene efecto alguno sobre el término independiente y el coeficiente de determinación, lo que implica que en la valoración que el mercado realiza de los títulos se pondera adecuadamente el impacto del resultado sobre los precios según el horizonte temporal que se tome para valorar. Ahora bien, el modelo M4 presenta unos valores sin explicación lógica. Efectivamente, a la vista de los modelos univariantes, debemos esperar un coeficiente asociado a la variable niveles de resultados positivos y significativos y un coeficiente de la variable cambios en resultados positivo y no significativo. Sin embargo, éste presenta un valor negativo y significativo al 99%, lo que sugiere que el mercado valora más a las firmas que presentan cambios negativos que a las que exhiben cambios positivos en el resultado. Para analizar más en profundidad esta anomalía, se estimaron de nuevo los modelos para cada año de la muestra y para cada uno de los sectores considerados. Los resultados (no presentados aquí) muestran, en general, que los signos y nivel de significación de los modelos M1, M2a, M2b y M3 se mantienen para cualquier año y sector, y sin embargo, el modelo M4 presenta alteraciones en ambos aspectos, tanto entre años como entre sectores. Así, al considerar las regresiones anuales, el coeficiente medio de la variable cambios en resultados, aunque mantiene el signo negativo, se hace no significativo, excepto para 1993. Por sectores, la variable cambio de resultados únicamente se hace significativa para el sector del automóvil, comercio y servicios, textiles y papeleras e inmobiliarias. Para el resto de los sectores considerados, esta variable no presenta un coeficiente significativo.

Cuadro 4: RELACIÓN RESULTADOS-PRECIOS. RESULTADOS DE LAS REGRESIONES

Modelo	Variable dependiente	Variabes independientes	a	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	R <sup>2</sup> ajust.	test de autocorr.*	test de White	N <sup>a</sup>
M1	Precios	Niveles (anual)	1818,89 <sup>b</sup>	3,73 <sup>b</sup>		0,38	2,09 <sup>b</sup>	66,43 <sup>b</sup>	559
M2a	Precios	Niveles (3 años)	1617,18 <sup>b</sup>	1,41 <sup>b</sup>		0,39	1,84 <sup>b</sup>	18,60 <sup>b</sup>	312
M2b	Precios	Niveles (4 años)	1681,06 <sup>b</sup>	1,22 <sup>b</sup>		0,39	1,52 <sup>b</sup>	4,43 <sup>d</sup>	192
M3	Precios	Cambios anuales	2410,63 <sup>b</sup>		0,43	0,00	240,28 <sup>b</sup>	3,52	438
M4	Precios	Niveles y cambios	1670,28 <sup>b</sup>	3,91 <sup>b</sup>	-1,41 <sup>b</sup>	0,40	2,03 <sup>b</sup>	36,01 <sup>b</sup>	438
M5	Rentabilidad pura	Niveles (anual)	-0,01	0,10 <sup>c</sup>		0,008	0,72 <sup>c</sup>	10,32 <sup>b</sup>	559
M6a	Rentabilidad pura	Niveles (3 años)	-0,02	0,15 <sup>c</sup>		0,055	1,34 <sup>c</sup>	96,52 <sup>b</sup>	312
M6b	Rentabilidad pura	Niveles (4 años)	0,05	0,15 <sup>c</sup>		0,079	1,44 <sup>b</sup>	38,95 <sup>b</sup>	192
M7	Rentabilidad pura	Cambios anuales	-0,02		0,24 <sup>b</sup>	0,038	0,76 <sup>c</sup>	16,63 <sup>b</sup>	438
M8	Rentabilidad pura	Niveles y cambios	-0,02 <sup>d</sup>	0,09 <sup>c</sup>	0,24 <sup>b</sup>	0,045	0,70 <sup>b</sup>	19,99 <sup>b</sup>	438
M9	Rentabilidad anormal	Niveles (anual)	-0,05 <sup>b</sup>	0,06		0,002	0,99	16,78 <sup>b</sup>	540
M10a	Rentabilidad anormal	Niveles (3 años)	-0,09	0,08		0,015	1,74 <sup>b</sup>	65,72 <sup>b</sup>	294
M10b	Rentabilidad anormal	Niveles (4 años)	-0,07	0,06		0,011	1,65 <sup>b</sup>	23,66 <sup>b</sup>	177
M11	Rentabilidad anormal	Cambios anuales	-0,03 <sup>d</sup>		0,18 <sup>c</sup>	0,026	1,03	13,02 <sup>b</sup>	435
M12	Rentabilidad anormal	Niveles y cambios	-0,03 <sup>d</sup>	0,06	0,18 <sup>b</sup>	0,029	1,01	16,76 <sup>b</sup>	435

<sup>a</sup> Número de observaciones incluidas en la regresión; <sup>b</sup> significativo al 99%; <sup>c</sup> significativo al 95%; <sup>d</sup> significativo al 90%. Estos niveles de significación se han obtenido a partir de una matriz de covarianzas robusta ante formas generales de heterocedasticidad y ante la presencia de autocorrelación de Newey-West en el caso de existencia de autocorrelación y heterocedasticidad, con  $4(t/100)^{2/9}$  retardos [Newey y West (1994)], y la matriz de covarianzas robusta ante formas generales de heterocedasticidad de White en el caso de existencia de heterocedasticidad. \* Estos valores corresponden al test de Breusch-Godfrey para dos retardos en el caso de ausencia de heterocedasticidad. En el caso de residuos heterocedásticos, el test sobre la autocorrelación corresponde al test ratio-varianza [Campbell, Lo y MacKinlay (1997)], para 4 períodos de agregación.

Con respecto a los modelos de rentabilidad pura, en consonancia con estudios previos similares, presentan unos pequeños valores en los coeficientes de determinación, que aumentan para mayores periodos de acumulación de resultados. Además, se pone de manifiesto que las variables niveles (cambios) muestran un  $R^2$  menor (mayor) y también un menor coeficiente asociado a la variable independiente, esto es, que las rentabilidades puras tienen mayor grado de asociación con los cambios en resultados que con su nivel, en consonancia con la consideración de que los cambios en resultados aproximan los resultados no esperados permanentes y los niveles representan los resultados transitorios. Esta relación también se mantiene para el modelo bivalente, que, como era de esperar, presenta un  $R^2$  superior a los modelos univariantes.

Finalmente, los modelos de rentabilidad anormal tienen unos coeficientes de respuesta y  $R^2$  inferiores en todos los modelos a los correspondientes a los de rentabilidades puras. Igual que en aquéllos, entre éstos, el que mejor parece funcionar es el modelo de cambios en resultados, cuyo coeficiente es el único significativamente distinto de cero, puesto que el modelo bivalente no presenta una mejora significativa ni en los coeficientes de las variables independientes ni en el de determinación. Esto implica pues que el mercado, en este tipo de modelos, valora mejor los cambios que los niveles de resultados, lo cual es coherente, como ya hemos dicho, con una caracterización *random walk* del resultado, en el que la variación en resultados representa resultados no esperados y, por tanto, no descontados en precios. Con el fin de asegurar que los resultados no estaban sesgados por el periodo sobre el que se calcula el riesgo sistemático del título, realizamos nuevas estimaciones de estas regresiones para resultados anormales a partir de una beta estimada sobre un periodo de 24 meses anteriores al mes correspondientes. Sin embargo, los resultados (no presentados aquí) no difieren sustancialmente con los mostrados en el cuadro 4.

Atendiendo, pues, a los coeficientes del modelo y al de determinación, concluimos que los modelos que presentan un mayor grado de asociación entre valor de mercado de los títulos y resultados contables son los denominados modelos de precios. Ahora bien, como se ha señalado, deben tenerse en cuenta también otros factores de especificación de los modelos. En este sentido los niveles de autocorrelación de todos los modelos de precios son muy superiores a los correspondientes a los modelos de rentabilidades. Con respecto a la heterocedasticidad, vemos que, en general, en ninguno de los modelos considerados puede aceptarse la hipótesis de homocedasticidad. Ahora bien, dentro de este marco general, cuando se considera como variable independiente el nivel de resultados anual, los modelos de precios presentan mayores niveles de heterocedasticidad, lo que implica que, efectivamente, la deflación por los precios del título a comienzos del ejercicio parece contribuir a aliviar el problema de heterocedasticidad de los residuos. Con la variable resultados tomada en primeras diferencias ocurre lo contrario, esto es, los modelos de rentabilidades son más heterocedásticos que el modelo de precios. Sin embargo, en este caso la comparación en función del grado de heterocedasticidad pierde importancia, dado que en el modelo M3 los cambios de resultados carecen, en cualquier caso, de capacidad explicativa para los precios. Si tomamos los modelos de niveles de resultados acumulados vemos que la

heterocedasticidad también es mayor en los modelos de rentabilidades que en los modelos de precios. Esto implica que, a largo plazo, la relación que liga a precios y resultados tiende a ser más homogénea en todas las empresas y, por el contrario la rentabilidad de los títulos a largo plazo presenta diferente grado de asociación con los resultados. Sin embargo, al realizar las estimaciones por años se comprueba que, en todos excepto 1994, el modelo de precios presenta más heterocedasticidad que los de rentabilidad. Dado que la serie temporal aquí considerada es muy corta, el impacto del año 1994 se hace determinante y, en consecuencia, deberíamos contrastar este comportamiento en el futuro.

Finalmente resaltaremos que, con el fin de contrastar la robustez de los modelos, se realizaron estimaciones por sectores, por años y considerando diferentes fechas en los intervalos de tiempo sobre los que medimos las rentabilidades acumuladas. Concretamente se analizaron periodos anuales con finalización en diciembre del correspondiente ejercicio, y enero y febrero del año siguiente. Los resultados, no presentados aquí, muestran una importante inestabilidad en cada uno de los modelos considerados de manera individual entre sectores y años. Por el contrario, la fechas de medición de los intervalos no tienen influencia significativa sobre las estimaciones de los modelos con respecto a los resultados anteriores. Ahora bien, la comparación de los diferentes modelos propuestos en cada año y sector no conduce en general a conclusiones significativamente diferentes de las aquí presentadas.

## 5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo hemos tratado de analizar el comportamiento de diferentes modelos de asociación entre resultados contables y precios bursátiles para el caso español. La evidencia empírica pone de manifiesto que en un mercado bursátil intermedio como el español, la relación precios-resultados parece presentar mayor fortaleza, medida por el coeficiente del modelo, y mayor capacidad de explicación, medida por el coeficiente de determinación, a partir de modelos de niveles que a partir de modelos de rentabilidades. Sin embargo, esta superioridad se ve contrarrestada por los mayores problemas de especificación que presentan los modelos de precios. Concretamente, la heterocedasticidad parece ser un problema más importante y la autocorrelación es siempre superior en los modelos de precios. Adicionalmente, la consideración en las estimaciones de las regresiones de aspectos potencialmente influyentes como el periodo de estimación del riesgo sistemático, definición de rentabilidades acumuladas, sector, año y terminación del intervalo temporal de medida de rentabilidad, en general, no modifican sustancialmente las relaciones entre las tres especificaciones, precios, rentabilidad pura y anormal, presentadas.

No obstante, nuestro trabajo debe ser ampliado en el futuro. Así, sería interesante contar con un mayor número de ejercicios que permitiera un análisis más completo de la relación a largo plazo entre resultados y precios, así como utilizar otras variables que, como el *cash flow*, están sujetas a un grado de manipulación muy inferior al resultado contable y son también descriptivas de la capacidad de

creación de valor de las firmas. Por último, otras interesantes aportaciones serían el estudio de la capacidad explicativa de los diferentes componentes del resultado contable, así como de los resultados positivos y negativos.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ali, Ashiq y Paul A. Zarowin (1992): "The role of earnings levels in annual earnings-returns studies", *Journal of Accounting Research*, otoño, págs. 286-296.
- Ball, Ray y Philip Brown (1968): "An empirical evaluation of accounting income numbers", *Journal of Accounting Research*, otoño, págs. 159-178.
- Ball, Ray y Ross L. Watts (1972): "Some time series properties of accounting income", *Journal of Finance*, junio, págs. 663-681.
- Barth, Mary E., William H. Beaver y Wayne R. Landsman (1992): "The market valuation implications of net periodic pension cost components", *Journal of Accounting and Economics*, marzo, págs. 27-62.
- Barth, Mary E., William H. Beaver y Wayne R. Landsman (1996): "Valuation characteristics of equity book value and net income: tests of the abandonment option hypothesis", Working paper, Stanford University, septiembre.
- Beaver, William H. (1989): "*Financial Accounting: An accounting revolution*", Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Burgstahler, David e Ilia Dichev (1996): "Earnings, adaptation and equity value", Working paper, University of Washington, abril.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo y A. Craig MacKinlay (1997): "*The econometrics of financial markets*", Ed. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
- Easton, Peter D. y Trevor S. Harris (1991): "Earnings as an explanatory variable for returns", *Journal of Accounting Research*, primavera, págs. 19-36.
- Easton, Peter D., Trevor S. Harris y James A. Ohlson (1992): "Aggregate accounting earnings can explain most of security returns. The case of long return intervals", *Journal of Accounting and Economics*, junio- septiembre, págs. 119-142.
- Kormendi, Roger y Robert C. Lipe (1987): "Earnings innovations, earnings persistence and stock returns", *Journal of Business*, julio, págs. 323-345.
- Kothari, Sriprakash P. y Jerold L. Zimmerman (1995): "Price and return models", *Journal of Accounting and Economics*, septiembre, págs. 155-192.
- Lev, Baruch (1989): "On the usefulness of earnings and earnings research: Lessons and directions of two decades of empirical research", *Journal of Accounting Research*, suplemento, págs. 153-192.
- Newey, Whitney K. y Kenneth D. West (1994): "Automatic lag selection in covariance matrix estimation", *Review of Economic Studies*, vol. 61, pág. 631-653.
- Ohlson, James A. (1995): "Earnings, book values and dividends in security valuation", *Contemporary Accounting Research*, primavera, págs. 661-687.
- Watts, Ross L. y Richard W. Leftwich (1977): "The time series of annual accounting earnings", *Journal of Accounting Research*, otoño, págs. 253-271.

Fecha de recepción del original: julio, 1996

Versión final: diciembre, 1997

ABSTRACT

The purpose of this paper is to provide empirical evidence on the relationship between accounting earnings and stock prices in the Spanish capital market. The literature published to date in this area has generally ignored the fact that there are several alternative models which may be applied to analyze the earnings-price relationship, and that each functional form is based on certain economic foundations which must be analyzed in depth. The results we have obtained by using all the functional specifications considered in our study confirm the findings reported by previous research undertaken in other countries.

*Key words:* accounting earnings, capital market.