

Aplicación de los modelos Feltham-Ohlson a la valoración de activos en el mercado español*

Begoña GINER INCHAUSTI
Universidad de Valencia

Raúl IÑIGUEZ SÁNCHEZ**
Universidad de Alicante

Resumen: Este trabajo contrasta la validez de los modelos de Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995) para la valoración de los títulos con cotización en la Bolsa de Madrid. Estos modelos se han convertido en la principal referencia de la investigación contable centrada en el papel de la información para los mercados de capitales. Basándonos en dichos modelos proponemos diversas aplicaciones con distintos grados de complejidad; desde las más sencillas, que tan sólo consideran dos variables contables fundamentales: el patrimonio contable y el resultado, a las más completas que incorporan dos variables que hacen referencia a aspectos no captados por la información contable, una que afecta a la predicción de los resultados y otra a la del patrimonio contable (variables "otra información" en la terminología de estos modelos); en concreto incluimos las predicciones de resultados de los analistas para predecir ambas variables y una variable macroeconómica: el crecimiento del P.I.B. que afecta únicamente a la segunda. Los resultados del análisis son consistentes con los obtenidos en estudios previos efectuados en otros mercados y muestran que el modelo de Ohlson (1995) es una buena referencia para la valoración de acciones, pero no lo es el modelo de Feltham y Ohlson (1995). El principal problema que plantea este último modelo se refiere a la introducción del conservadurismo contable, puesto que la evidencia obtenida sugiere que un único parámetro no puede captar adecuadamente todos sus efectos.

Palabras clave: Valoración de acciones, modelos Feltham-Ohlson, conservadurismo contable, predicción de beneficios, analistas financieros.

Clasificación JEL: M41.

Los autores agradecen los comentarios realizados por los dos evaluadores anónimos de la revista. También la contribución de I/B/E/S International Inc. por facilitar el acceso a los datos sobre predicción de beneficios y la cesión de los factores SMB, HML y momentum a Germán López Espinosa y Carlos Forner Rodríguez.

* El trabajo forma parte de los proyectos de investigación CONVERCON (SEC 2002-04608-C02-02) financiado por el Ministerio de Ciencia y Tecnología e INCENNOR (SEJ2005-08644-C02-01) financiado por el Ministerio de Educación y Ciencia y por fondos FEDER.

** Dirección de correspondencia: Raúl Iñiguez Sánchez - Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing - Universidad de Alicante - Carretera de San Vicente s/n - 03690 - San Vicente Raspeig (Alicante). Tfn: 965 90 36 21; Fax: 965 90 36 21 - E-mail: Raul.Iniguez@ua.es



1. INTRODUCCIÓN

La valoración de acciones a partir de la información contable proporcionada por las empresas se ha convertido en uno de los temas centrales de la investigación contable durante la última década, como por ejemplo Kothari (2001) expone. Este tipo de estudios no sólo ha centrado la atención de los académicos sino que también ha captado el interés de profesionales, analistas financieros e inversores, tal y como señala Lee (1999). Además lejos de ser una línea de investigación agotada, su perspectiva de futuro es excelente, pues la gran volatilidad que existe actualmente en los precios del mercado exige avanzar en el desarrollo de modelos para determinar el valor intrínseco de las acciones.

Esta tarea de valoración intrínseca está estrechamente relacionada con el análisis fundamental, lo que supone utilizar la información existente, contable y no contable, para hacer previsiones y fijar el valor de las acciones de una empresa sin tener en cuenta el precio al que cotizan en el mercado (Bauman 1996). Los trabajos teóricos de Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995) (en adelante, modelos OFO) se han convertido en la principal referencia de la investigación contable que estudia los mercados de capitales, y en opinión de autores del renombre de Beaver (2002, 457) es “uno de los principales desarrollos en la investigación contable en los últimos diez años”. Aún con el riesgo de simplificar demasiado, cabe afirmar que la mayor aportación de estos autores ha sido proporcionar una estructura teórica formal de valoración en la que se muestra la relevancia de las variables contables, fundamentalmente el resultado y el patrimonio contable. Por otra parte, en esta estructura se admite cualquier otro tipo de información que sea relevante para la predicción de esta información contable y la valoración de los títulos y que todavía no haya sido captada por el sistema de información contable.

Como a continuación se destaca, muchas investigaciones toman como supuesto básico los modelos OFO o al menos se inspiran en ellos. Holthausen y Watts (2001, 52) revisan los modelos de valoración utilizados en los estudios de relevancia para el mercado y encuentran que casi la mitad emplean como base dichos modelos. Barth *et al.* (2001) corroboran esta afirmación en el comentario que hacen a este trabajo. Los estudios que han contrastado la validez de los modelos OFO han obtenido una evidencia favorable en el contraste de la forma funcional de Ohlson (1995), pero no en la de Feltham y Ohlson (1995). En cuanto a la evidencia sobre la estimación del valor de las acciones, los valores intrínsecos son sistemáticamente inferiores a los precios existentes en el mercado, esto es, la aplicación de los modelos OFO infravalora la empresa. Sin embargo, en la medida que las investigaciones no han tenido en cuenta todas las posibles implicaciones de estos modelos, y en concreto no incluyen las dos variables relativas a la "otra información", consideramos que es oportuno realizar un análisis integral que avale su validez. Además debemos señalar que si bien algunos trabajos referidos al mercado español han tomado como base estos modelos (García-Ayuso *et al.* 1999, Giner y Reverte 1999 y 2001, Abad *et al.* 2000) no hay ninguno que haya contrastado su adecuación en este entorno.

El objetivo de este trabajo es contrastar la validez de los modelos de valoración OFO en el mercado de capitales español teniendo en cuenta todas sus implicaciones. Para ello se realizan diversos análisis orientados a determinar su capacidad para explicar los precios observados y para predecir la rentabilidad de mercado, lo que supone realizar estrategias de inversión en función de los valores intrínsecos calculados a fin de comprobar si los precios reflejan o no estos valores de manera inmediata. Esto supone contrastar la eficiencia del mercado en su forma semifuerte.

Los resultados son consistentes con los obtenidos en la literatura previa en la medida que evidencian la infravaloración sistemática de los precios cuando se usan los modelos OFO. En cuanto al contraste de la eficiencia de mercado, la estrategia de inversión basada en el ratio valor/precio (V/P) no permite obtener evidencia suficiente para su rechazo, si bien se observan ciertas pautas de comportamiento de forma que las carteras con mayor ratio presentan mayor rentabilidad. La comparación de los distintos modelos examinados permite concluir que el modelo de Ohlson (1995) aventaja al de Feltham y Ohlson (1995).

En cuanto a las aportaciones de este trabajo debemos mencionar la inclusión de la variable "otra información" que se incorpora en el modelo de Feltham y Ohlson (1995) para predecir el patrimonio contable, ya que no tenemos conocimiento de que se haya considerado en algún estudio empírico. Esta variable incorpora, además de las predicciones de analistas sobre el resultado, el crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB), lo que permite captar el impacto del entorno económico en la predicción del resultado anormal, pero también tiene en cuenta las expectativas de crecimiento individuales de cada empresa. Por otra parte a raíz de la revisión de la literatura hemos identificado los aspectos débiles y hemos incorporado de manera integral las soluciones que de forma parcial han sido planteadas anteriormente. Así, se ajustan las funciones de valoración por la inclusión de una constante en la dinámica lineal de la información (*Linear Information Model*, LIM en adelante), se deflacta por el neto patrimonial, lo que, además de evitar el llamado efecto escala, permite mantener las expresiones en términos de rentabilidad económica y evita la circularidad que supone emplear como deflactor el precio. También debemos destacar que utilizamos un coste de capital propio que difiere entre empresas y en el tiempo, y que en el análisis de carteras en función del ratio V/P ajustamos las rentabilidades de mercado por el nivel de riesgo.

El trabajo se estructura en seis apartados. A continuación se revisan brevemente los fundamentos teóricos de los modelos OFO y se exponen las funciones de valoración, además, se sintetiza la literatura empírica y se exponen las hipótesis a contrastar. En el punto tercero nos referimos a la metodología utilizada para el estudio empírico. En el cuarto hacemos referencia a las variables empleadas y a la selección de la muestra. En el punto quinto presentamos los resultados obtenidos en el estudio empírico, así como la interpretación de los mismos, y finalizamos con las principales conclusiones que pueden extraerse del estudio realizado.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. Fundamentos teóricos

Basándose en el conocido modelo de descuento de dividendos, los modelos OFO establecen el valor de las acciones a través del descuento de los flujos de las variables relevantes en un horizonte temporal infinito, lo que plantea la gran dificultad de su predicción. Para salvar esta dificultad, asumen que se cumple la relación del excedente limpio o relación *clean surplus*, que indica que el patrimonio contable sólo varía de un periodo a otro en la parte de resultados no distribuido como dividendos, incluyendo éstos todos los intercambios con los accionistas:

$$bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t \quad 1)$$

donde: bv_t : patrimonio contable en el momento t ; x_t : resultado contable del periodo $(t-1, t)$; d_t : dividendos netos de contribuciones al capital en el momento t

Por otra parte, definen el resultado anormal, x_t^a , como el exceso del resultado contable del periodo sobre la renta que obtendría el patrimonio contable tomando como referencia el coste del capital propio o rentabilidad normal,

$$r: x_t^a = x_t - r \cdot bv_{t-1} \quad 2)$$

Combinando la expresión (1) con esta definición de resultado anormal y sustituyéndola en el modelo de descuento de dividendos se obtiene la expresión (3), conocida como el modelo de valoración del resultado anormal o residual (*Residual Income Valuation Model*, RIV en adelante). En ella el valor de la empresa es igual al patrimonio contable más el valor actualizado de las expectativas de resultados anormales futuros que la empresa espera generar, lo que evita el problema de predecir dividendos a cambio de predecir resultados anormales:

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t [x_{t+\tau}^a]}{(1+r)^\tau} \quad 3)$$

Una de las ventajas del RIV es que el valor actualizado de la corriente de resultados anormales representa sólo una parte del valor, ya que el resto deriva de una variable conocida: el patrimonio contable, mientras que en el modelo de dividendos éstos son el único origen del valor. Por ello es posible ajustar mejor el valor de las acciones mediante el RIV. Sin embargo, en este modelo es preciso concretar las expectativas de resultados anormales, y para ello en los modelos OFO se introduce el LIM que vincula los resultados anormales futuros con variables contables ya realizadas, dando lugar a una función de valoración cerrada².

a. Modelo de Ohlson

Ohlson (1995) impone un sistema de ecuaciones lineales que expresa el proceso estocástico de la evolución temporal del resultado anormal y de la variable "otra información" a través de las siguientes relaciones:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{11} x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \quad 4)$$

donde, además de las variables ya definidas: v_{1t} : variable "otra información" en el momento t ; ω_{11} : factor de persistencia del resultado anormal ($0 \leq \omega_{11} \leq 1$); γ_1 : factor de persistencia de la "otra información" ($0 \leq \gamma_1 \leq 1$); ε_{1t+1} y ε_{2t+1} son términos de error impredecibles de media cero.

1 Este modelo se basa en los trabajos clásicos de Preinrich (1938) y Edwards y Bell (1961).

2 Conviene indicar que si bien el RIV facilita la obtención de los modelos OFO, no es imprescindible para ellos. En palabras de Ohlson (2001, 111): "(...) En resumen, vale la pena tener en mente que aunque el RIV se integra de manera útil con el modelo de descuento de dividendos, la relación *clean surplus* y el LIM, las implicaciones claves del modelo no dependen sustancialmente de la estructura del RIV". Por ello si bien es cierto que Ohlson (2000) se refiere a los problemas de la aplicación empírica del RIV, no creemos que afecten a nuestro estudio, pues como Ohlson (2001) demuestra, las propiedades del modelo de Ohlson (1995) se cumplen con independencia del RIV.

Este LIM describe la habilidad de la empresa para generar beneficios por encima del resultado considerado normal. En él la variable relevante no es sólo el resultado anormal del periodo, sino que Ohlson (1995) incluye una variable denominada "otra información" que no es precisada en el modelo, pero que según indica el autor recoge aspectos que el sistema contable todavía no ha captado, y es útil para la predicción de los resultados anormales futuros³. Si combinamos el RIV con el LIM (4) obtenemos la función de valoración de Ohlson (1995):

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_{t-1}; \text{ siendo: } \alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}; \alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \quad 5)$$

En (5) el valor de mercado de las acciones es igual al patrimonio contable ajustado por la rentabilidad actual, medida a través del resultado anormal, y por la "otra información" que modifica la predicción de la rentabilidad futura. Partiendo de esta expresión general, según cuáles sean los valores de los parámetros del LIM y según consideremos o no la variable "otra información", se derivan aplicaciones muy distintas no sólo en su formulación analítica sino en su significado económico. Con la finalidad de no hacer excesivamente largo este trabajo, nos referimos en este apartado a los dos modelos generales de Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995), si bien contrastamos además otros modelos que pueden considerarse casos particulares de éstos. Así cuando $\omega_{11}=0$, el resultado anormal es transitorio, mientras que si $\omega_{11}=1$ persiste de manera indefinida, por ello los modelos de valoración se basan exclusivamente en el neto⁴ y en el resultado⁵ respectivamente. Si $0<\omega_{11}<1$, la rentabilidad sobre el patrimonio contable (*Return On Equity* - ROE -) tiende al coste del capital propio "ex ante", r , lo que es consistente con la idea de que en una economía competitiva el exceso de rentabilidad debe desaparecer a largo plazo. En otras palabras ante las oportunidades de inversión con valor actualizado neto positivo, otras empresas entrarían en el mercado hasta que, en el equilibrio, dicho valor fuera cero.

Para utilizar empíricamente el modelo de Ohlson se requiere estimar los factores de persistencia ω_{11} y γ_1 . Con la finalidad de evitar sesgos derivados de la omisión de variables relevantes incluimos constantes, ω_{10} y γ_0 , en las regresiones con datos históricos, lo que exige recalcular las funciones de valoración (véase el apéndice I), algo que sólo se ha hecho en algunos trabajos previos (Myers 1999 y Choi *et al.* 2004) En cuanto a la variable "otra información", al igual que Dechow *et al.* (1999), McCrae y Nilsson (2001) y Choi *et al.* (2004) seguimos la recomendación de Ohlson (2001) consistente en considerar la predicción del resultado contable a un año realizada por los analistas, f_t^{t+1} , la cual debe captar toda la información disponible. Por lo tanto, $E_t[x_{t+1}] = f_t^{t+1}$, y $E_t[x_{t+1}^a] = E_t[x_{t+1} - r \cdot bv_t] = f_t^{t+1} - r \cdot bv_t = f_t^{a,t+1}$, donde $f_t^{a,t+1}$ es la predicción en el momento t del resultado anormal del periodo ($t, t+1$) implícita en la predicción de resultados de los analistas. Tomando esperanzas en la primera ecuación del LIM, expresión (4) en la que se incluye la constante ω_{10} , y despejando la "otra información", la variable se mide⁶:

3 En cierta medida Beaver *et al.* (1980) ya incluyeron la otra información al modelizar las expectativas de resultados utilizando los precios como subrogado, pero es Basu (1997) quien plantea de forma clara que es el conservadurismo contable, entendido como la asimetría del resultado en captar noticias, el motivo por el que los precios se adelantan al resultado.

4 Como sugieren Burgsthaler y Dichev (1997) y Barth *et al.* (1998) el valor de una empresa con resultados negativos y dificultades financieras se aproximaría al patrimonio contable, pues éste sería su valor bajo la opción de liquidación o abandono.

5 Tal y como sucede en los modelos de capitalización de beneficios, por ejemplo Kothari (1992) y Kothari y Zimmerman (1995).

6 A diferencia de Dechow *et al.* (1999) y McCrae y Nilsson (2001), y para evitar los sesgos documentados por Choi *et al.* (2004), consideramos el efecto de la constante en la medición de la variable "otra información".

$$v_{it} = E_t [x_{t+1}^a] - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a \quad (6)$$

Una vez estimados la constante (ω_{10}) y el parámetro de persistencia del resultado anormal (ω_{11}), la "otra información" es la diferencia entre la predicción del resultado basada en el consenso de los analistas corregida por el factor de capitalización de los fondos propios, y el valor esperado del resultado anormal condicionado a la información histórica disponible. La utilización de modelos de serie temporal es bastante usual en la investigación, y concretamente el utilizado por Ohlson se contempla en la expresión (4).

La función de valoración es: $V_t = bv_t + \alpha_0 + \alpha_1x_t^a + \alpha_2f_t^{a,t+1}$, donde 7)

$$\alpha_0 = \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \alpha_1 = \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$$

Si bien este modelo es el que centra nuestra atención, también obtenemos los valores intrínsecos con modelos más sencillos que han sido utilizados en la literatura previa, por lo que entendemos que son buenas referencias para determinar la utilidad relativa de los modelos OFO para valorar acciones. Los 6 modelos basados en Ohlson (1995) que consideramos figuran en la tabla 1.

Tabla 1
Modelos basados en Ohlson (1995)

| Modelo | Características fundamentales | Función de valoración (apéndice I) |
|--------|--|---|
| M1 | Se ignora la "otra información". Los resultados anormales son transitorios. | $V_t = bv_t$ |
| M2 | Se ignora la "otra información". Los resultados anormales son permanentes. | $V_t = bv_t + \frac{x_t^a}{r}$ |
| M3 | Se ignora la "otra información". Los resultados anormales revierten a tasa intermedia | $V_t = bv_t + \frac{(1+r)\hat{\omega}_{10}}{r(1+r-\hat{\omega}_{11})} + \frac{\hat{\omega}_{11}}{(1+r-\hat{\omega}_{11})}x_t^a$ |
| M4 | Se considera la "otra información". La información relevante es transitoria. | $V_t = bv_t + \frac{f_t^{a,t+1}}{1+r}$ |
| M5 | Se considera la "otra información". La información relevante es permanente. | $V_t = bv_t + \frac{f_t^{a,t+1}}{r}$ |
| M6 | Se considera la "otra información". La información relevante revierte a tasas intermedias | $V_t = bv_t + \alpha_0 + \alpha_1x_t^a + \alpha_2f_t^{a,t+1}$ Donde los α_i son los de la expresión (7) |

b. Modelo de Feltham y Ohlson (1995)

En Ohlson (1995) se supone que la contabilidad es insesgada, lo que implica que los activos están reconocidos a valor de mercado y que la evolución de los resultados anormales futuros sólo depende de aspectos económicos. Sin embargo, a excepción de algunos activos financieros, esto no se corresponde con la realidad, y en la medida que la contabilidad es conservadora (agresiva), el patrimonio contable está infravalorado (sobrevalorado), lo que conlleva un sesgo en la

estimación de los resultados. Conscientes de esta limitación, Feltham y Ohlson (1995) adaptan el LIM a la existencia de activos operativos que se valoran de forma conservadora. Si, tal y como proponen diversos autores (Penman y Sougiannis 1998, Myers 1999, Lo y Lys 2000 y Ota 2002), consideramos que todos los activos de la empresa son operativos, el LIM de Feltham y Ohlson (1995) queda:

$$\begin{aligned}
 x_{t+1}^a &= \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\
 bv_{t+1} &= \omega_{22}bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\
 v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\
 v_{2t+1} &= \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1}
 \end{aligned} \tag{8}$$

donde además de las variables y parámetros antes definidos: v_{2t} : nueva variable "otra información" en el momento t que afecta al patrimonio contable futuro; ω_{12} : parámetro de conservadurismo ($\omega_{12} \geq 0$); ω_{22} : crecimiento del patrimonio contable ($1 \leq \omega_{22} < 1+r$); γ_2 : parámetro de persistencia de v_{2t} respectivamente ($0 \leq \gamma_1, \gamma_2 \leq 1$); ε_{3t+1} , ε_{4t+1} : términos de error impredecibles de media cero.

Combinando este LIM con el RIV, se obtiene la función de valoración de Feltham y Ohlson (1995):

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}; \tag{9}$$

donde

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}, \alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}, \beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}, \beta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}$$

Como consecuencia del conservadurismo contable el LIM sugiere que la ROE tiende a un nivel superior al coste de capital propio, por lo que sería posible mantener resultados anormales positivos de forma permanente en una economía competitiva, lo que se representa en el LIM (8) mediante un coeficiente ω_{12} positivo. Por ello en la función de valoración cuanto más conservador es el sistema contable más influencia debe tener el patrimonio (mientras que en Ohlson el coeficiente de esta variable es 1 al suponer una contabilidad insesgada). Además, para poder obtener un valor intrínseco en función de las variables contemporáneas es necesario concretar la evolución futura del patrimonio contable, lo que el LIM (8) establece en la tercera ecuación a través del parámetro de crecimiento ω_{22} . Por último, este LIM incluye otra variable "otra información": v_{2t} , útil para la predicción de ese patrimonio que tampoco ha sido captada por el sistema contable pero tiene un cierto grado de persistencia: γ_2 y que no es precisada por Feltham y Ohlson (1995) en su modelo.

Para obtener la función general de valoración de Feltham y Ohlson (1995) (las demostraciones figuran en el apéndice II), la primera variable "otra información" se mide adaptando lo antes expuesto para el modelo de Ohlson:

$$v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t \tag{10}$$

Para el cálculo de la segunda variable "otra información" se ha procedido del siguiente modo:

1) Se toman esperanzas en la segunda ecuación del LIM (8) incluyendo constantes, y se despeja v_{2t} , de forma que ésta se obtiene por diferencia entre las expectativas del patrimonio contable del próximo periodo basadas en toda la información disponible y las basadas únicamente en la serie histórica del patrimonio contable:

$$v_{2t} = E_t [bv_{t+1}] - \omega_{20} - \omega_{22}bv_t \quad (11)$$

Aunque el parámetro de crecimiento (ω_{22}) debería estimarse mediante la regresión: $bv_{j,t} = \omega_{20,T} + \omega_{22,T}bv_{j,t-1} + e_{2,j,t}$, esta estimación presenta graves inconvenientes como a continuación se indica. Los supuestos del modelo de Feltham y Ohlson (1995) establecen que $1 < \omega_{22} < 1+r$; el límite inferior viene impuesto por el supuesto de empresa en funcionamiento, mientras que el superior es necesario por razones de convergencia al calcular el valor. En el periodo analizado es de esperar que el patrimonio contable presente un comportamiento creciente, por lo que la serie temporal de esta variable puede no seguir un proceso estacionario, dando lugar a un proceso autoregresivo de parámetro superior a uno. Además si ω_{22} fuera muy elevado tendría mucha influencia en el valor intrínseco; si $(1+r) < \omega_{22}$ (algo que es muy posible que se observe en el periodo del estudio, finales de los 90, dados los bajos tipos de interés existentes), el valor de las empresas sería infinito pues su patrimonio contable crecería indefinidamente por encima de la tasa de descuento. Igualmente, si $\omega_{22} < (1+r)$ pero no muy alejado (lo que se cumple con toda probabilidad en esas fechas), los valores serían muy elevados. Las soluciones adoptadas en los trabajos previos para evitar estos problemas son diversas, Myers (1999) utiliza la mediana del ratio (bv_{t+1} / bv_t) y Choi *et al.* (2004) emplean varias tasas de crecimiento fijas (entre el 0% y 6%). En este trabajo seguimos la sugerencia de Ohlson (1998) (versión *working paper* de Ohlson 2001), consistente en utilizar como ω_{22} una tasa de crecimiento a largo plazo de la economía. Esta tasa se consideraría la tasa normal de crecimiento en equilibrio, y en el caso de la economía española la hemos medido a partir del crecimiento del PIB. En cuanto a la constante ω_{20} , al no estimar ninguna ecuación toma un valor igual a cero.

2) Ya que el RIV parte del cumplimiento de la relación del excedente limpio, que así mismo debe cumplirse en el futuro, la expectativa sobre el valor del neto patrimonial es: $E_t [bv_{t+1}] = bv_t + E_t [x_{t+1}] - E_t [d_{t+1}]$. De nuevo utilizamos la predicción del resultado de los analistas como subrogado del resultado esperado: $E_t [x_{t+1}] = f_t^{t+1}$. En cuanto a la estimación de los dividendos futuros, al analizar la política de distribución de dividendos en las empresas cotizadas españolas se observa un comportamiento constante o ligeramente creciente, de forma que una relación lineal entre los dividendos actuales y futuros puede representar adecuadamente su evolución: $E_t [d_{t+1}] = (1 + g)d_t$, donde g es el crecimiento esperado en el pago de dividendos. Introduciendo estas expresiones en la expectativa del patrimonio contable resulta⁷:

$$E_t [bv_{t+1}] = bv_t + f_t^{t+1} - (1 + g)d_t \quad (12)$$

7 Al igual que para la primera variable de la "otra información" la solución óptima sería tomar el consenso de las predicciones de los analistas, pero los analistas no prestan atención al patrimonio contable y tampoco la base de datos I/B/E/S proporciona predicciones de dividendos, por ello, hacemos nuestras predicciones. No creemos que los errores cometidos en la predicción del patrimonio contable se deban a las predicciones de dividendos, pues éstos representan una parte relativamente pequeña en $E_t [r_{t+1}] = r_t$. De hecho, en un 27% de los casos las empresas no pagaron dividendos en un año ni tampoco en el siguiente, por lo que la predicción de dividendos es exacta. En los casos restantes, el 85% de las empresas mantuvieron o incrementaron ligeramente el dividendo, y sólo un 15% lo disminuyeron. El error de predicción de los beneficios es 8,40%, y el cometido en la predicción de dividendos 0,30%. En términos de errores absolutos, 38,6% frente a 21,8% respectivamente.

Así pues, la segunda variable de la “otra información” se mide:

$$v_{2t} = bv_t + f_t^{t+1} - (1+g)d_t - \omega_{22}bv_t$$

En ella se incorpora la información sobre el crecimiento del patrimonio no recogida en el PIB y se capta la diferencia entre las expectativas de crecimiento de una empresa concreta ($E_t[bv_{t+1}]$) y las derivadas del crecimiento de la economía española ($\omega_{22}bv_t$). De esta forma, los modelos incorporan el hecho de que no todas las empresas crecen al mismo ritmo en un momento dado. En definitiva la función de valoración es:

$$V_t = bv_t + \alpha_0 + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 f_t^{a,t+1} + \alpha_3 bv_t + \alpha_4 E_t[bv_{t+1}] \quad (13)$$

donde:

$$\alpha_0 = \frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \omega_{10} + \frac{\omega_{12}(1+r)(1-\gamma_2)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} \omega_{20} + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \gamma_{10} +$$

$$+ \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} \gamma_{20}; \quad \alpha_1 = \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \quad \alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)};$$

$$\alpha_3 = \frac{\omega_{12}(1+r)[\omega_{22}(\gamma_1-\gamma_2)-\gamma_1(1+r-\gamma_2)]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)(1+r-\gamma_2)}; \quad \alpha_4 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}$$

En el estudio empírico además de esta especificación consideramos otra que ignora la segunda de las variables de la “otra información”, ya que de este modo podemos comparar con trabajos previos. En la tabla 2 se indican los modelos utilizados.

Tabla 2
Modelos basados en Feltham y Ohlson (1995)

| Modelo | Características fundamentales | Función de valoración (apéndice II) |
|--------|--|---|
| M7 | Se incorpora la primera variable de la “otra información”, la que es útil para predecir el resultado anormal | $V_t = bv_t + \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\omega_{12}\omega_{20}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} + \frac{(1+r)\gamma_1}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} +$ $+ \frac{-\omega_{11}\gamma_1 x_t^a}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)bv_t}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)f_t^{a,t+1}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$ |
| M8 | Se incorporan las dos variables de la “otra información”. | $V_t = bv_t + \alpha_0 + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 f_t^{a,t+1} + \alpha_3 bv_t + \alpha_4 E_t[bv_{t+1}]$ <p>Donde los α_i son los de la expresión (13)</p> |

2.2. Literatura previa

La literatura contable basada en los modelos OFO es bastante abundante, pero en este trabajo nos centramos en la que se ha orientado a analizar la validez de dichos modelos, tanto en relación con la estructura del LIM, como de su capacidad para explicar y predecir la rentabilidad de mercado. Como se puede observar en la tabla 3 (en donde además de los trabajos previos se ha incluido éste para facilitar una visión general del mismo), la mayor parte de la literatura se refiere a Estados Unidos, aunque Ota (2002) se refiere a Japón y McCrae y Nilsson (2001) a Suecia. Dechow *et al.* (1999), McCrae y Nilsson (2001) y Choi *et al.* (2004) incorporan en el modelo de Ohlson (1995) la variable “otra información” a través de las predicciones de los analistas, al igual que hacemos en este trabajo, mientras

que Myers (1999) incluye la acumulación de pedidos como variable explicativa del resultado anormal en su estudio basado en Feltham y Ohlson (1995). En lo que se refiere a la metodología no hay preferencia por las series temporales o por las secciones cruzadas, y tan sólo Stober (1996) utiliza ambas. Como se expone en la tabla también difieren los trabajos en aspectos concretos relacionados con la inclusión o no de una constante en el LIM, el cálculo del coste de capital propio y el ajuste por riesgo en la determinación de las rentabilidades.

En cuanto a los resultados, la evidencia en la contrastación del LIM de Ohlson (1995) es siempre favorable, puesto que los parámetros alcanzan los valores previstos por el modelo y la estructura autoregresiva de un retardo parece apropiada. Sin embargo, la evidencia del LIM de Feltham y Ohlson (1995) es contraria al modelo teórico ya que el parámetro de conservadurismo presenta siempre valores negativos, lo que se considera indicativo de una contabilidad agresiva. En lo que se refiere a la estimación del valor de las acciones, los valores son sistemáticamente inferiores a los precios de mercado, esto es al igual que en otros trabajos la aplicación de los modelos OFO sistemáticamente infravalora la empresa. En concreto la infravaloración media en Dechow *et al.* (1999) está entre el 23% y 38%; en McCrae y Nilsson (2001) entre el 29% y 34%; y en Myers (1999) la mediana de la infravaloración llega incluso al 60%.

La capacidad predictiva de la rentabilidad de mercado futura a través de estrategias de inversión basadas en el ratio valor intrínseco / precio de mercado (V/P) ha sido analizada en tres de los estudios⁸. En Dechow *et al.* (1999), la estrategia V/P obtiene rentabilidades medias anuales

Tabla 3
Clasificación y principales características de la literatura

| TRABAJO Y MUESTRA | MODELO | “Otra información” V_{1t} | “Otra información” V_{2t} | Metodología | Coste del capital propio | Ajuste inclusión constante | Ajuste por riesgo en rentabilidades |
|--|-------------------------|--|---|--------------------------------------|--|----------------------------|-------------------------------------|
| Dechow <i>et al.</i> (1999) (EE.UU. 1976-1995) | Ohlson (1995) | Predicción de beneficios de los analistas | - | Serie temporal de secciones cruzadas | Constante 12% | NO | NO |
| McCrae y Nilsson (2001) (Suecia 1987-1997) | Ohlson (1995) | Predicción de beneficios de los analistas | - | Serie temporal de secciones cruzadas | Variable en el tiempo y entre empresas | NO | NO |
| Callen y Morel (2001) (EE.UU. 1969-1996) | Ohlson (1995) | Se ignora | - | Serie temporal | Variable en el tiempo y entre empresas | NO | No utiliza rentabilidades |
| Ota (2002) (Japón 1964-1998) | Ohlson (1995) | Ajuste por correlación serial por su omisión | - | Serie temporal | Variable en el tiempo y entre empresas | SI | NO |
| Choi <i>et al.</i> (2004) (EE.UU. 1976-1995) | Ohlson (1995) | Predicción de beneficios de los analistas | - | Serie temporal de secciones cruzadas | Variable en el tiempo | SI | No utiliza rentabilidades |
| Stober (1996) (EE.UU. 1964-1993) | Feltham y Ohlson (1995) | Se ignoran | Se ignora | Serie temporal y serie cruzada | Variable en el tiempo | NO | No utiliza rentabilidades |
| Bauman (1999) (EE.UU. 1980-1994) | Feltham y Ohlson (1995) | Se ignoran | Se ignora | Serie temporal | Constante 12% | NO | No utiliza rentabilidades |
| Myers (1999) (EE.UU. 1975-1996) | Feltham y Ohlson (1995) | Acumulación de pedidos | Se ignora | Serie temporal | Variable en el tiempo y entre empresas | SI | No utiliza rentabilidades |
| Este trabajo (España 1991-1999) | Ambos modelos | Predicción de beneficios de los analistas | Crecimiento PIB y relación excedente limpio | Serie temporal de secciones cruzadas | Variable en el tiempo y entre empresas | SI | SI |

8 La estrategia consiste en comprar las acciones con un ratio V/P alto y vender las que tienen un ratio V/P bajo.

positivas en todos los modelos, entre un 5,4% y un 9,9%, si bien los propios autores reconocen la baja significatividad estadística de sus resultados. McCrae y Nilsson (2001) obtienen resultados muy similares en el mercado sueco: una rentabilidad media positiva anual de un 5,9% si no se incluye la “otra información” y de un 10,8% en caso de incluirla, aunque no son significativas. En Ota (2002) la estrategia consigue rentabilidades medias positivas en torno a 3-4% anual para el mercado japonés, pero no se realiza ningún contraste de significatividad. Por último debemos indicar que en ninguno se ajustan las rentabilidades por riesgo por lo que las rentabilidades positivas podrían deberse a diferencias en el riesgo de las carteras.

Este trabajo, y a diferencia del resto, analiza la validez de los modelos básicos Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995) incluyendo las dos variables “otra información”, así como la de varios modelos más sencillos. Por otra parte incorporamos de forma integral las soluciones que de manera parcial han sido incluidas en los trabajos previos. Así, al igual que Myers (1999) y Choi *et al.* (2004), incluimos la constante no sólo en el LIM sino en las funciones de valoración. Además para reducir los inconvenientes del denominado efecto escala derivados del distinto tamaño de las unidades económicas, deflactamos todas las variables incluidas en las regresiones, tal y como recomiendan Easton y Sommers (2003), y al igual que McCrae y Nilsson (2001) utilizamos el neto patrimonial, lo que evita la circularidad que supone emplear como deflactor el precio tal y como hacen Dechow *et al.* (1999)⁹, y mantiene el sentido económico de las expresiones al quedar el LIM en términos de rentabilidades (ROE) anormales en lugar de resultados anormales. Utilizamos un coste de capital propio que difiere entre empresas y en el tiempo, mientras que como se observa en la tabla 3 en algunos trabajos no se distingue entre empresas (Stober 1996, Choi *et al.* 2004) e incluso en algunos se mantiene también constante en el tiempo (Dechow *et al.* 1999 y Bauman 1999). En cuanto al análisis de carteras a diferencia de los demás trabajos ajustamos las rentabilidades futuras por el riesgo.

2.3. Hipótesis a contrastar

En este trabajo analizamos la habilidad de los modelos que se indican en las tablas 1 y 2 para explicar y predecir los precios de mercado. En relación con la capacidad explicativa de los modelos la hipótesis a contrastar es:

H1: Los modelos de valoración basados en los modelos Feltham-Ohlson explican los precios de mercado de manera insesgada.

Es de esperar que en promedio, los valores intrínsecos estimados sean iguales al precio de mercado. Además de tener insesgadez en la valoración, cabe esperar que las estimaciones derivadas de los modelos que no toman los valores extremos de los parámetros sean mejores.

A su vez, se debería confirmar la importancia de la "otra información", es decir que los modelos que basan las expectativas futuras en la predicción de los analistas presenten menores errores de valoración que los basados únicamente en la serie histórica de resultados. Por ello, en relación a las variables “otra información” distinguimos dos hipótesis:

9 El uso del precio conllevaría un problema de circularidad, ya que si el objetivo es estimar el valor intrínseco el precio no debe intervenir en las estimaciones. En la discusión de Dechow *et al.* (1999) Beaver (1999, 38) afirma: "deflactar por el valor de mercado hace que el ratio sea difícil de interpretar, pues el ratio se confunde con el movimiento en el valor de mercado en el tiempo y podría oscurecer la persistencia de los resultados anormales. Una definición alternativa plausible hubiera sido el patrimonio especialmente porque el modelo F-O puede ser expresado en forma rentabilidad del neto". Además confirmamos los resultados deflactando por el activo total.



H2A: La primera variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es relevante para explicar los precios de mercado.

H2B: La segunda variable "otra información", medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas y del cumplimiento de la relación del excedente limpio en el futuro, además de la variable macroeconómica: el crecimiento del PIB, es relevante para explicar los precios de mercado.

También esperamos que los modelos más completos, los basados en Feltham y Ohlson (1995) que incluyen el conservadurismo contable y dos variables de la "otra información", presenten menores errores que los basados en Ohlson (1995). La hipótesis que se plantea es:

H3: Los modelos basados en Feltham y Ohlson (1995), que incluyen un parámetro de conservadurismo, explican los precios de mercado mejor que los basados en Ohlson (1995).

La última parte del trabajo evalúa indirectamente la eficiencia del mercado en su forma semi-fuerte, en otras palabras se examina si el mercado incorpora inmediatamente toda la información pública. En la medida que los precios de las acciones se desvían de forma temporal de sus valores intrínsecos, sería posible obtener rentabilidades anormales recurriendo al análisis fundamental, lo que implicaría que existe un cierto retraso de los precios en incorporar toda la información disponible. En tal caso las acciones con un alto (bajo) ratio V/P experimentarían subidas (descensos) de sus precios en el mercado. La hipótesis alternativa es:

H4: Los precios de mercado revierten a sus valores intrínsecos, por lo que se pueden obtener rentabilidades anormales comprando las acciones con ratio V/P alto y vendiendo aquellas con ratio V/P bajo.

3. METODOLOGÍA

El objetivo fundamental de este trabajo es contrastar los modelos OFO en una doble vertiente: su capacidad para valorar acciones y predecir rentabilidades de mercado, pero obviamente para calcular los valores intrínsecos se requiere estimar primero los parámetros del LIM. Seguidamente explicamos la metodología seguida para cada uno de estos tres aspectos.

3.1. Estimación de los parámetros del LIM

El estudio se refiere al periodo 1991-1999, y al igual que Dechow *et al.* (1999), McCrae y Nilsson (2001) y Choi *et al.* (2004) adoptamos una metodología de series temporales de secciones cruzadas. Esta metodología consiste en estimar en cada periodo T los parámetros del LIM a partir de todo el conjunto de datos disponibles desde 1991 hasta cada año T, donde T=1992, 1993, ..., 1999; de forma que se aprovecha en cada momento toda la información histórica disponible. Al incorporar información cada año, el número de observaciones-año aumenta progresivamente. Este método de estimación es idóneo para nuestro estudio ya que no disponemos de una serie de datos suficiente para llevar a cabo estimaciones individuales por empresa en serie temporal, además evita ciertas dificultades propias de esta última metodología¹⁰. Sin embargo, es cierto que exige suponer

10 Como por ejemplo sesgos en la estimación producidos por inestabilidad en los parámetros (como señala Bauman 1999), sesgo de supervivencia (como indican Ota 2002 nota 10, y Morel 1999 nota 7), y series no estacionarias en el tiempo (Callen y Morel 2001, 196)

que los parámetros de los LIMs son iguales para todas las empresas, lo que impide captar la variabilidad que existe entre ellas. En cierta medida la incorporación de las variables “otra información” corrige esta limitación metodológica al considerar las expectativas propias de cada empresa. El estudio se ha realizado con el programa estadístico Intercooled Stata 8.0.

Dado que el cálculo de la "otra información" y de su persistencia requiere estimar antes el parámetro de persistencia del resultado anormal, se necesita disponer de dos periodos, por ello hasta 1993 no se calculan valores intrínsecos. Como ya se ha indicado, deflactamos las variables incluidas en las regresiones, y de entre las variables que habitualmente se emplean: el patrimonio contable, el activo y el precio, se ha elegido la primera pues establece el LIM en términos de rentabilidades contables, lo que hace que no cambie la naturaleza y significado del LIM, al referirse a rentabilidades (ROE) anormales en lugar de resultados anormales.

a) Estimación de los parámetros del modelo de Ohlson (1995)

La estimación del parámetro de persistencia del resultado anormal se realiza mediante los datos históricos desde 1991 hasta cada año T del periodo 1992-1999, mediante la regresión:

$$x_{j,t}^a = \omega_{0,T} + \omega_{1,T}x_{j,t-1}^a + e_{j,t} \quad \text{donde } t= 1992, \dots, T. \quad (14)$$

Seguidamente se obtiene la "otra información" basada en la predicción del resultado de los analistas en cada año T del periodo 1992-1999:

$$v_{j,T} = f_{j,T}^{T+1} - r_{j,T} \cdot bv_{j,T} - \hat{\omega}_{0,T} - \hat{\omega}_{1,T}x_{j,T}^a \quad (15)$$

donde: $\hat{\omega}_{0,T}$ y $\hat{\omega}_{1,T}$ son la constante y el factor de persistencia del resultado anormal estimados mediante la regresión (14) con datos hasta el año T; y $r_{j,T}$ es el coste del capital propio de la empresa j en el momento T.

Aunque mediante el procedimiento de estimación utilizado se estima un parámetro de persistencia común para todas las empresas en un mismo año, a través de la variable “otra información” se puede captar la capacidad diferencial para mantener los resultados anormales. Esto es debido a que las predicciones de los analistas tienen en cuenta la persistencia propia de cada empresa, y la “otra información” se mide por la diferencia entre su previsión y la derivada de considerar una persistencia común a todas las empresas.

A continuación, se estima el comportamiento histórico de esta variable, esto es su persistencia, a través de la regresión con información desde 1992 hasta cada año T del periodo 1993-1999:

$$v_{1t} = \gamma_{0,T} + \gamma_{1,T}v_{1t-1} + e_{3t} \quad \text{donde } t=1993, \dots, T \quad (16)$$

b) Estimación de los parámetros del modelo de Feltham y Ohlson (1995)

Repetiendo el proceso que acabamos de exponer estimamos la persistencia del resultado anormal y la influencia del conservadurismo contable desde 1991 hasta el año T mediante la regresión:

$$x_{j,t}^a = \omega_{0,T} + \omega_{1,T}x_{j,t-1}^a + \omega_{2,T}bv_{j,t-1} + e'_{1j,t+1} \quad (17)$$

La primera variable "otra información" basada en la predicción de los analistas se obtiene adaptando la expresión (10):

$$v_{j,T} = f_{j,T}^{T+1} - r_{j,T} b v_{j,T} - \hat{\omega}_{10,T} - \hat{\omega}_{11,T} x_{j,T}^a - \hat{\omega}_{12,T} b v_{j,T} \quad (18)$$

Donde: $\omega_{10,T}$, $\omega_{11,T}$ y $\omega_{12,T}$ son la constante, el factor de persistencia del resultado anormal y el factor de conservadurismo contable calculados en la regresión (17) con datos hasta el año T. Seguidamente estimamos su persistencia a través de la siguiente regresión basada en la tercera ecuación del LIM (8):

$$v_{j,t} = \gamma_{10,t} + \gamma_{11,t} v_{j,t-1} + e'_{3j,t} \quad (19)$$

Este LIM contiene dos ecuaciones adicionales referidas al patrimonio contable, que es una variable clave para la predicción del resultado anormal futuro debido a la consideración del conservadurismo. En cuanto a la estimación de ω_{22} , ya se ha expuesto que por razones operativas se ha optado por considerar el crecimiento del PIB en lugar de una tasa de crecimiento fija, como se ha hecho en otros trabajos. Debe tenerse en cuenta que al adoptar una metodología de secciones cruzadas, el parámetro ω_{22} indica el crecimiento sostenido de todas las empresas de la economía y una medida indicativa de esta tasa de crecimiento es la media histórica desde el año 1986 hasta el año T del crecimiento en el PIB¹¹. De esta forma, en cada periodo el parámetro de crecimiento ω_{22} tomará un valor igual a uno más dicha tasa media de crecimiento. Si la economía está en recesión (crecimiento) esta tasa es baja (alta), en concordancia con el sentimiento de pesimismo (optimismo) que existe en los inversores. Por otra parte, su valor no es excesivamente elevado para que surja el problema de no estacionariedad. En las predicciones del patrimonio contable según el LIM (8) influye también la segunda de las variables que representan a la "otra información". Adaptando la expresión (11) resulta:

$$v_{2j,T} = E_t [b v_{j,T+1}] - \omega_{22,T} b v_{j,T} \quad (20)$$

Finalmente para poder calcular $E_t [b v_{j,t+1}]$ a través de la expresión (12) necesitamos las expectativas de dividendos en el próximo periodo $(1 + g_t) d_t$. Nuevamente surge un problema análogo al indicado para el crecimiento del patrimonio contable. Por ello, tomamos como crecimiento esperado la mediana del crecimiento histórico del dividendo por acción de todos los casos de la muestra que pagan dividendos. La mediana se calcula anualmente con todos los datos disponibles desde 1991 hasta el momento T: $(1 + g_T) = \text{mediana}(d_t / d_{t-1})$. Este estadístico es menos sensible a los valores extremos que la media. El parámetro de persistencia de la segunda variable de la "otra información" se obtiene de la regresión, basada en la cuarta ecuación del LIM (8), para cada T del periodo 1993-1999:

$$v_{2j,t} = \gamma_{20,t} + \gamma_{21,t} v_{2j,t-1} + e'_{4j,t} \quad \text{donde } t = 1993 \dots T \quad (21)$$

Somos conscientes de que las aproximaciones realizadas para aplicar los modelos OFO pueden introducir distorsiones en el análisis, en la medida que los resultados que se obtengan al contrastar las hipótesis estén condicionados por las mismas, pero la inclusión de aproximaciones es una solución inherente a cualquier investigación empírica.

11 Se ha tomado 1986 como año inicial porque fue cuando España entró a formar parte de la Comunidad Económica Europea, más tarde Unión Europea, siendo éste el entorno económico de la década de los 90. No obstante, se ha repetido el estudio tomando la mediana del crecimiento del PIB y tomando datos desde 1990, y los resultados son cualitativamente iguales.

3.2. Capacidad de los modelos Feltham-Ohlson para explicar los precios de mercado

Las hipótesis 1 a 3 evalúan diversos aspectos de los modelos OFO relacionados con su capacidad explicativa de los precios. Para contrastarlas se calculan los valores intrínsecos de cada empresa en cada año del periodo 1993-1999 a través de las funciones de valoración indicadas en las tablas 1 y 2. Estos valores se comparan con los precios de mercado observados al final de cada año del periodo, y se espera que los estadísticos de posición central de los ratios V/P sean próximos a 1.

Los modelos 1, 2, 4 y 5 no necesitan estimaciones de los parámetros del LIM, puesto que los parámetros ω_{11} y γ_1 toman sus valores extremos (cero o uno). Para los modelos 3 y 6, basados en Ohlson (1995), ω_{10} y ω_{11} son las estimaciones obtenidas mediante la regresión (14), mientras que γ_{10} y γ_1 son los coeficientes estimados en la regresión (16). En los modelos 7 y 8, basados en Feltham y Ohlson (1995), ω_{10} , ω_{11} y ω_{12} son las estimaciones de la regresión (17), $\omega_{20}=0$ y ω_{22} es uno más el crecimiento medio del PIB desde 1986, por último, γ_{10} y γ_1 , y γ_{20} y γ_2 son los coeficientes estimados en las regresiones (19) y (21), respectivamente.

Al igual que en gran parte de la literatura contable previa (Dechow *et al.* 1999, McCrae y Nilsson 2001, Barth *et al.* 2002, Choi *et al.* 2004) evaluamos la capacidad explicativa de los modelos alternativos a través de estadísticos que miden su sesgo y su precisión. Como medida del sesgo se utiliza el error de valoración porcentual medio (EVPM), y como medida de precisión el error de valoración absoluto porcentual medio (EVAPM):

$$EVPM = \frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1999} \sum_{j=1}^{n_t} \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} ; EVAPM = \frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1999} \sum_{j=1}^{n_t} \left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right| , \text{ donde:}$$

$N = \sum_{t=1993}^{1999} n_t$: Número de errores de valoración en el periodo 1993-1999, donde n_t es el número de errores calculados en cada año del periodo 1993-1999. Puesto que la muestra definitiva está compuesta por 121 empresas, este es el número máximo de casos por año; $V_{t,j}$: Valor intrínseco de la empresa j en cada cierre de los años 1993-1999, calculado a partir de los 8 modelos OFO; $P_{j,t}$: Precio de mercado de la empresa j, en la fecha de cierre de ejercicio del periodo 1993-1999.

Los errores de valoración calculados conforme a las fórmulas anteriores suponen que la función de pérdida es simétrica, pero es posible que los inversores no den la misma importancia a una infravaloración que a una sobrevaloración, aunque sean de igual magnitud. Por ello, y siguiendo a Brailsford y Faff (1996, 434), utilizamos dos estadísticos de error, (*mean mixed error*-MME), uno que penaliza la infravaloración (*undervaluation*) en mayor medida que la sobrevaloración en términos relativos (MME-U) y otro que penaliza la sobrevaloración (*overvaluation*)¹² (MME-O):

$$MME-U = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^O \left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right| + \sum_{i=1}^U \sqrt{\left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right|} \right) ; MME-O = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^O \sqrt{\left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right|} + \sum_{i=1}^U \left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right| \right)$$

Donde U es el rango de la muestra donde se infravalora ($V < P$), y O es el rango de la muestra donde el modelo sobrevalora ($V > P$).



Desde nuestro punto de vista a través de los estadísticos de error que hemos indicado se mide la capacidad explicativa de los modelos de una forma más directa e intuitiva que a través de otras soluciones alternativas, como por ejemplo el R^2 o el coeficiente de la regresión entre el precio y el valor, tal y como Myers (1999) y Ota (2002) hacen.

3.3. Predicción de la rentabilidad de mercado futura

La hipótesis 4 trata de verificar la existencia o no de rentabilidades anormales derivadas de una estrategia de inversión basada en los valores del ratio V/P. Lyon *et al.* (1999) recomiendan dos procedimientos: el cálculo de rentabilidades anormales comprar y mantener (*buy-and-hold abnormal returns*), y la utilización de carteras de calendario. El primero consiste en acumular rentabilidades durante el periodo en el que se mantiene la cartera. En nuestro caso se trataría de realizar 7 veces la estrategia (a inicios de cada año del periodo 1994-2000) y acumular las rentabilidades obtenidas en determinados plazos (6 meses, 12 meses, etc.); los contrastes se realizarían con las 7 observaciones de la estrategia, lo que parece un poco insuficiente. Este procedimiento es útil para saber si una muestra de empresas obtuvo rentabilidades anormales en un periodo concreto de tiempo, si bien los contrastes presentan sesgos importantes pueden reducirse mediante unos ajustes que Lyon *et. al* (1999) recomiendan. No obstante, subsisten dos inconvenientes: la dependencia en sección cruzada en las observaciones de la muestra y los problemas en la mala especificación del modelo generador de rendimientos esperados. Por su parte, la metodología de carteras de calendario consiste en construir carteras cada mes con las empresas que cumplen un determinado suceso, e ir reajustándolas periódicamente conforme se observa la ocurrencia de nuevos sucesos. En nuestro caso se trataría de formar las carteras mensualmente según el último ratio V/P observado. Esta metodología es defendida en distintos trabajos de Fama y French, y elimina el problema de la dependencia en sección cruzada, es menos sensible a una incorrecta especificación del modelo de valoración de activos y usualmente consigue contrastes más robustos. Como desventaja hay que mencionar que no mide con precisión la experiencia del inversor. Además, en la especificación del modelo de valoración de activos, se supone que los parámetros estimados son constantes en el tiempo¹³.

En este trabajo, y con objeto de evitar realizar inferencias en sección cruzada con sólo 7 observaciones de la estrategia, nos decantamos por el procedimiento de carteras de calendario¹⁴. En cada año del periodo 1993-1999, formamos 4 carteras equiponderadas en función del ratio valor-precio (V/P), según los valores intrínsecos obtenidos con cada uno de los modelos. De acuerdo con los valores estimados, la primera cartera representa a las acciones con expectativas de descensos en su cotización (ratios V/P bajos); mientras que la última incluye las que tienen expectativas de revaloración (ratios V/P altos). En la medida de lo posible, las cuatro carteras están formadas por el mismo número de títulos. Comprando (vendiendo) las acciones cuyos precios esperamos van a aumentar (disminuir) obtendríamos rentabilidades superiores a las normales, lo que confirmaría que los precios revierten al valor intrínseco.

Cada mes se calcula la rentabilidad mensual de cada cartera como la media de las rentabilidades de los títulos integrantes. Este procedimiento se repite para todos los meses de cada año (ya que el ratio V/P cambia anualmente). Así, en el cierre de 1993 calculamos los ratios V/P, y

13 Para una completa visión de ambos métodos, sus ventajas e inconvenientes, véase el trabajo de Lyon *et al.* (1999).

14 No obstante, los resultados no se ven alterados si utilizamos el procedimiento en sección cruzada, acumulando rentabilidades a 6, 12, 18 y 24 meses.

en cada uno de los 12 meses siguientes calculamos la rentabilidad mensual de cada cartera. Al final de 1994, calculamos los nuevos ratios V/P y cambiamos la composición de cada cartera adaptándola a los nuevos ratios, y realizamos de nuevo la estrategia. Este procedimiento lo repetimos hasta el cierre de 1999, fecha en la que calculamos los últimos ratios V/P y seguidamente obtenemos las rentabilidades mensuales de cada cartera en el año 2000. De esta forma obtenemos una serie temporal continua de 84 rentabilidades mensuales para cada cartera (7 años x 12 meses). Estas rentabilidades representan la estrategia de invertir en cada cartera según el último ratio V/P calculado.

El contraste que se plantea para corroborar la hipótesis 4 y evaluar así los resultados obtenidos en la estrategia descrita supone calcular dos medidas de rentabilidad anormal. La primera se basa en el conocido *Capital Asset Pricing Model* (CAPM); una vez obtenida la serie de 84 rentabilidades mensuales realizamos la siguiente regresión para cada cartera y ratio V/P:

$$(R_{pt} - rf_t) = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt} \quad (22)$$

donde:

R_{pt} : rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t.

rf_t : rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t.

α_p : rentabilidad mensual ajustada por riesgo o alfa de Jensen para la cartera p.

$Rmdo_t$: rentabilidad mensual de mercado en el mes t.

β_p : beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p.

$u_{p,t}$: residuo aleatorio para la cartera p en el mes t.

Esta regresión tiene en cuenta el diferente riesgo sistemático de cada cartera, y para verificar la existencia de rentabilidades anormales se aplica un contraste de significatividad individual del coeficiente alfa estimado en (22). En cuanto a la rentabilidad anormal de la estrategia de inversión que consiste en comprar la cartera 4 y vender en descubierto la 1, se realiza la siguiente regresión:

$$(R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At} \quad (23)$$

donde: las rentabilidades hacen referencia a las carteras 1 y 4; α_A es la rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la estrategia de inversión; y β_A : es la beta de mercado o riesgo sistemático de la estrategia. De esta forma se puede ver si las rentabilidades de la última cartera son significativamente superiores una vez tenidas en cuenta las diferencias de riesgo que puedan existir. Un coeficiente positivo y significativo de α_A indicaría un exceso de rentabilidad, cuestionando la eficiencia del mercado bajo el supuesto de la validez del CAPM. El coeficiente β_A mide las diferencias de riesgo entre ambas carteras; $\beta_A = \beta_4 - \beta_1$. Contrastando la significatividad de este coeficiente, se confirma si existen diferencias significativas en el riesgo sistemático de las carteras de ratio V/P alto y bajo.

La segunda medida de la rentabilidad anormal se basa en el modelo de Fama y French (1993) que considera dos factores de riesgo adicionales: el tamaño y el ratio patrimonio contable/valor de mercado (*book-to-market*). Como muestran Fama y French (1996), este modelo explica muchas de las anomalías encontradas en el CAPM. Así, estimamos la siguiente regresión en serie temporal (84 meses) para cada una de las cuatro carteras y modelos utilizados para el cálculo del ratio V/P:

$$(R_{pt} - rf_t) = \alpha_p + \beta_{p,mdo} \cdot (Rmdo_t - rf_t) + \beta_{p,SMB} SMB_t + \beta_{p,HML} HML_t + u_{pt} \quad 24)$$

donde, además de las variables antes consideradas, SMB_t representa la variable tamaño y se calcula como la diferencia mensual entre la rentabilidad de las tres carteras con títulos de tamaño pequeño y la de las tres carteras con activos de gran tamaño y HML_t representa a la variable patrimonio contable/valor de mercado que se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad de las dos carteras con un ratio elevado y la de las dos carteras con un valor bajo en este ratio. Los coeficientes betas miden la exposición de cada cartera al factor de riesgo correspondiente.

De forma similar a lo visto anteriormente, la rentabilidad anormal de la estrategia de inversión que consiste en comprar la cartera 4 y vender en descubierto la 1 se estima mediante la regresión:

$$(R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_{A,mdo} \cdot (Rmdo_t - rf_t) + \beta_{A,SMB} SMB_t + \beta_{A,HML} HML_t + u_{At} \quad 25)$$

4. MEDICIÓN DE VARIABLES Y MUESTRA

El estudio se refiere a las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid y se circunscribe a la década de los noventa. La información acerca del consenso medio de las predicciones de beneficios de los analistas se ha obtenido de la base de datos I/B/E/S (*International Broker Estimate System*). Todas las variables se han medido al cierre del ejercicio, ya que es el único momento en el que se corresponden perfectamente los datos contables y financieros¹⁵. La información contable se ha obtenido de la información pública que las empresas cotizadas depositan en la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). En concreto utilizamos dos variables: el patrimonio contable (calculado como:

15 Hemos hecho un exhaustivo análisis de la literatura y la mayoría de trabajos se inclina por una solución análoga a la adoptada aquí cuando comparan precios con valores intrínsecos (Stober 1996, Hand y Landsman 1999, Myers 1999, Bauman 1999, Ahmed *et al.* 2000, Barth *et al.* 2002). Además Fama y French (1992, 430) indican que calcular el ratio *book-to-market* (patrimonio contable/precio) mediante los precios en diciembre en lugar del cierre fiscal tiene poco efecto en sus contrastes de rentabilidad. Por otro lado, si bien es cierto que no hay una perfecta sincronización entre precios e información contable, en la medida que los precios se adelantan a los datos contables (tal y como ya se evidenció en el seminal trabajo de Ball y Brown 1968), consideramos preferible que la fecha de medición de los precios esté referida a la fecha de cierre fiscal, y sea pues previa a la fecha de divulgación de la información contable; esta solución supone menos errores de medición que si los precios se miden dos meses más tarde, cuando además reflejan otra mucha información que no corresponde a las cuentas anuales cerradas a finales de año. Así por ejemplo, el número de operaciones financieras significativas en el periodo 1994-2000 no es despreciable, pues una estadística de la Bolsa de Madrid indica que se han producido en los títulos cotizados: 2.268 pagos de dividendos, 73 devoluciones de aportaciones, 645 ampliaciones de capital y 7 OPV. Sin embargo, como más adelante indicamos hemos hecho un análisis de sensibilidad al uso de distintas fechas para medir los precios.

fondos propios – accionistas por desembolsos no exigidos – acciones de la sociedad dominante a largo y corto plazo) y el resultado del ejercicio¹⁶.

El cálculo del resultado anormal exige estimar el coste del capital propio. Como ya se ha indicado utilizamos una tasa variable en el tiempo y entre empresas, y siguiendo la sugerencia de Ohlson (1995, 680), empleamos el CAPM. Así la tasa empleada para cada empresa y año es¹⁷:

$$r_{j,t} = rf_t + \beta_{j,t} (Rm_{do} - rf)_t$$

donde: rf_t : rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento t ¹⁸; β_j : riesgo sistemático o beta de la empresa j ; $(Rm_{do} - rf)_t$: exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo¹⁹.

La beta de la empresa en cada periodo se estima mediante una regresión de mercado tomando una ventana previa de 60 meses contados a partir del cierre del ejercicio fiscal (Bartholdy y Peare 2001). La rentabilidad del mercado se ha estimado como la media simple equiponderada de las rentabilidades mensuales de todas las acciones del mercado continuo que cotizaron durante cada mes. Para las rentabilidades mensuales de cada activo se han tomado del mercado continuo las series mensuales de cotizaciones de precios, derechos de suscripción, pago de dividendos y desdoblamiento de acciones²⁰. Para calcular la “otra información” útil para predecir el patrimonio contable necesitamos la serie de dividendos, como paso previo para estimar su crecimiento. Como ya se indicó este crecimiento esperado se calcula como la mediana del crecimiento histórico de los dividendos de todos los casos de la muestra que pagan dividendos²¹, aunque se ha repetido el análisis utilizando la media.

En definitiva hemos utilizado información contable del periodo 1991-1999, datos financieros del periodo 1987-2000 (60 meses previos a 1991 para el cálculo de la beta, y 12 meses posteriores a 1999 para la última estrategia del ratio V/P), y predicciones de beneficios de 1992-1999 (el primer año en el que podemos calcular las variables “otra información” es 1992). El número final de empresas es 121, una vez eliminadas al igual que en la literatura previa las empresas financieras, aseguradoras o similares, así como las observaciones con patrimonios contables negativos. Su eli-

16 Tomamos el resultado después de impuestos pero antes de partidas extraordinarias, en consonancia con la literatura previa que usualmente justifica la eliminación del resultado extraordinario por su carácter no recurrente (Stober 1995, McCrae y Nilsson 2001, Ota 2002). Además esta elección es consistente con las predicciones de los analistas, tal y como I/B/E/S indica.

17 La tasa es variable en el tiempo en el sentido de que en cada año t se utiliza un tipo diferente, rf_t , pero el descuento de flujos esperados futuros se realiza suponiendo que dicha tasa se mantiene constante desde t hasta el infinito: $E_t[r_{t+i}] = r_t$.

18 Tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en <http://www.bde.es>. La serie varía desde un máximo de 12,59% en 1991 hasta un mínimo de 2,70% en 1999.

19 Se ha optado por una tasa del 6%, recomendada por Kaplan y Ruback (1995), y empleada en Sougiannis y Yaekura (2001), Courteau *et al.* (2001) y Easton *et al.* (2002). En estos trabajos se justifica la tasa por las estimaciones históricas (más de 50 años) del premio por riesgo en el mercado norteamericano. Además, en España, Marín y Rubio (2001, 300) obtienen una prima por riesgo del 6,77% entre 1963 y 1997 tomando como cartera de mercado el Índice General de la Bolsa de Madrid.

20 La beta media estimada es de 1,10, la máxima de 2,57 y la mínima de -0,59. El coste del capital propio es decreciente en el periodo muestral, con un valor medio del 10,75%, y variando desde un valor medio máximo del 15,72% en 1992 hasta un mínimo del 7,03% en 1998. El valor máximo de toda la muestra es del 21,16% y el mínimo del 2,85%.

21 Este crecimiento varía desde un valor máximo del 6,2% en 1992 y 1999 hasta un mínimo del 0% en 1993 y 1994.

minación se debe a que podrían distorsionar los resultados del estudio, al valorarse con criterios distintos a los aquí empleados. El número total de observaciones del resultado anormal, una vez eliminadas sus observaciones extremas²², asciende a 834 empresas/años en el periodo 1991-1999, lo que permite calcular 603 valores intrínsecos en el periodo 1993-1999.

5. RESULTADOS DEL ESTUDIO EMPÍRICO

5.1. Estimación de los parámetros del LIM

La tabla 4 muestra los resultados de las estimaciones de los LIM de Ohlson (1995) y de Feltham y Ohlson (1995) en cada uno de los años del periodo de estudio²³. Los resultados muestran que el parámetro de persistencia del resultado anormal (ω_{11}) en Ohlson (1995) alcanza un valor en torno a

Tabla 4
Resultados de la estimación de los parámetros del LIM

El número de observaciones incluidas en las regresiones aumenta conforme avanza el periodo muestral, desde 177 en 1993 hasta 708 en 1999, para las ecuaciones en las que interviene el resultado anormal; y desde 89 hasta 573 para las ecuaciones en las que interviene la “otra información”. Las primeras columnas (Ohlson (1995)) muestran los resultados de la estimación de la regresión (14) con datos del resultado anormal desde 1991 hasta T; y de la regresión (16) con datos de la “otra información” desde 1992 hasta T. Las últimas columnas (Feltham y Ohlson (1995)) muestran los resultados de la estimación de la regresión (17) con datos del resultado anormal desde 1991 hasta T; de las regresiones (19) y (21) con datos de la “otra información” desde 1992 hasta T. Todas las variables incluidas en las regresiones han sido deflactadas por el patrimonio contable ($bv_{j,t-1}$). En el LIM de Ohlson (1995), $\hat{\omega}_0$ y $\hat{\omega}_{11}$ son la constante y el parámetro de persistencia del resultado anormal, mientras que $\hat{\gamma}_0$ y $\hat{\gamma}_1$ son la constante y el parámetro de persistencia de la “otra información”. En el LIM de Feltham y Ohlson (1995), $\hat{\omega}_0$, $\hat{\omega}_{11}$ y $\hat{\omega}_{12}$ son la constante, la persistencia del resultado anormal y el parámetro de conservadurismo de la contabilidad; $\hat{\gamma}_0$ y $\hat{\gamma}_1$ son la constante y el parámetro de persistencia de la primera variable de la “otra información”; $\hat{\omega}_{22}$ es uno más el crecimiento medio del PIB español desde 1986 hasta T (en tanto por uno);. Y $\hat{\gamma}_{20}$ y $\hat{\gamma}_2$ son la constante y el parámetro de persistencia de la segunda variable de la “otra información”.

| T | LIM DE OHLSON (1995) | | | | LIM DE FELTHAM Y OHLSON (1995) | | | | | | | |
|------|----------------------|---------------------|------------------|------------------|--------------------------------|---------------------|---------------------|------------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|
| | $\hat{\omega}_{10}$ | $\hat{\omega}_{11}$ | $\hat{\gamma}_0$ | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\omega}_{10}$ | $\hat{\omega}_{11}$ | $\hat{\omega}_{12}$ | $\hat{\gamma}_0$ | $\hat{\gamma}_1$ | $\hat{\omega}_{22}$ | $\hat{\gamma}_{20}$ | $\hat{\gamma}_2$ |
| 1993 | 0,36 | 0,90*** | 0,46 | 0,25 | 0,78 | 0,82*** | -0,061*** | 0,14 | 0,45*** | 1,0143 | 1,04 | 0,79*** |
| 1994 | 0,31 | 0,69*** | -0,32 | 0,15* | 0,32 | 0,60*** | -0,050*** | -0,30 | 0,31*** | 1,0162 | 0,03 | 0,38*** |
| 1995 | 0,46 | 0,76*** | -0,06 | 0,10 | 0,46 | 0,71*** | -0,026*** | 0,00 | 0,27*** | 1,0181 | 0,12 | 0,51*** |
| 1996 | 0,36 | 0,74*** | -0,03 | 0,15* | 0,39 | 0,70*** | -0,021*** | 0,03 | 0,30*** | 1,0190 | 0,19 | 0,64*** |
| 1997 | 0,41 | 0,72*** | -0,03 | 0,18** | 0,44 | 0,68*** | -0,018** | 0,04 | 0,31*** | 1,0216 | 0,24 | 0,77*** |
| 1998 | 0,49 | 0,73*** | -0,02 | 0,22*** | 0,51 | 0,72*** | -0,006 | 0,03 | 0,35*** | 1,0238 | 0,28 | 0,84*** |
| 1999 | 0,52 | 0,76*** | -0,03 | 0,30*** | 0,52 | 0,76*** | -0,001 | 0,02 | 0,41*** | 1,0255 | 0,30 | 0,90*** |

*Significativo al 10% **Significativo al 5% ***Significativo al 1%

$\hat{\omega}_{22}$ es el crecimiento medio del PIB. No es una estimación, y no se le ha aplicado ningún contraste de significatividad.

22 Se eliminan las observaciones del resultado anormal en términos relativos que no están comprendidas entre las siguientes fronteras: $F_1 = Q_1 - 3 \cdot RIQ$ y $F_2 = Q_3 + 3 \cdot RIQ$, donde, Q_1 y Q_3 son el primer y tercer cuartil respectivamente, RIQ es el recorrido intercuartilico, y F_1 y F_2 son las fronteras exteriores que marcan la presencia de valores extremos. Este método de detección de observaciones está basado en el Principio de Windsor, y ha supuesto la eliminación de un 2% de observaciones. Tras esta eliminación el resultado anormal medio de la muestra es 5,76 millones de euros, siendo la mediana de -1,28 millones de euros.

23 Para un análisis más detallado puede verse Giner e Iñiguez (2006).

0,75. Los valores estimados están dentro de los valores teóricos de dicho modelo y son ligeramente superiores a los obtenidos en estudios previos. Así Dechow *et al.* (1999), Callen y Morel (2001) y Choi *et al.* (2004) obtienen valores medios entre 0,46 y 0,62 en EE.UU., McCrae y Nilsson (2001), 0,52 en Suecia y Ota (2002), entre 0,52 y 0,75 para el mercado japonés. Esto que sugiere que las empresas españolas consiguen mantener en mayor medida sus resultados anormales.

El efecto de la “otra información” (γ_1) tampoco perdura de manera indefinida en el tiempo, pues los valores obtenidos varían entre 0,10 y 0,30, observándose un aumento progresivo de la persistencia. Las mejores expectativas de resultados de las empresas durante la segunda parte de la década, una vez superado el periodo de recesión, pueden ser la causa de esta tendencia. Este resultado también es consistente con la literatura previa, aunque es ligeramente superior en EE.UU (0,32 en Dechow *et al.*, 1999) y Suecia (0,44 en McCrae y Nilsson, 2001).

En la estimación del LIM de Feltham y Ohlson (1995), los valores obtenidos para el parámetro de persistencia del resultado anormal son similares a los anteriores; en lo que se refiere al parámetro de conservadurismo (ω_{12}), la evidencia mostrada en la tabla 4 es contraria a los supuestos teóricos del modelo, puesto que presenta valores negativos y significativos hasta 1997. Este resultado es similar al obtenido para EE.UU. (Stober 1996, Myers 1999 y Bauman 1999). No obstante, a partir de 1998 la evidencia obtenida es menos fuerte en España, puesto que el coeficiente no es significativamente distinto de cero, lo que llevaría a aceptar la hipótesis de contabilidad insesgada de Ohlson (1995). La persistencia de la primera variable de la “otra información” alcanza valores entre 0,27 y 0,45, similares a los de EE.UU. y Suecia.

En cuanto al parámetro de crecimiento del patrimonio contable (ω_{22}), durante 1992 y 1993 la economía española estuvo en recesión por lo que es lógico que las expectativas de crecimiento de las empresas españolas fueran bajas. Sin embargo, conforme avanzó la década la economía se fue mostrando mucho más dinámica, lo que se reflejó en ROEs más elevadas y mayores expectativas de crecimiento. Nuestro parámetro ω_{22} recoge este efecto (pasa de 1,014 a 1,025) y además es inferior a $(1+r)$ en todos los casos de la muestra. También es inferior a los valores obtenidos en la literatura previa; así Myers (1999) obtiene un parámetro mediano de 1,061 y Choi *et al.* (2004) de 1,05. Por último, la estimación de la persistencia de la “otra información” útil para predecir el patrimonio contable (γ_2) es acorde con la teoría, ya que los valores estimados están comprendidos entre sus valores extremos de cero y uno. Dada la falta de estudios que hayan contemplado esta variable, no resulta posible establecer comparaciones, aunque su alta significatividad y persistencia sugieren que es una variable especialmente útil para la predicción del patrimonio contable.

5.2. Capacidad explicativa de los precios de mercado

Los parámetros estimados (o sus valores extremos, según el modelo considerado) se han utilizado para calcular los valores intrínsecos de las empresas en el periodo 1993-1999. La primera hipótesis a verificar se refiere a la insesgadura del ratio V/P. Los resultados aparecen en la tabla 5, e indican que los modelos OFO infravaloran la empresa. En todos los modelos el número de casos con ratio V/P < 1 supera con holgura al número de casos con ratio superior a 1. El modelo 6 utiliza los valores estimados de la persistencia del resultado anormal e incluye las predicciones de los analistas, y es el que obtiene un mayor valor del ratio en media y mediana. Por tanto, rechazamos H1, es decir la insesgadura en los ratios V/P para los modelos OFO planteados, lo que es consistente con los estudios previos.

Tabla 5
Valores promedio del ratio V/P

Media: Valor medio del ratio V/P calculado a partir de los valores intrínsecos (V) y precios de mercado (P) de las empresas de la muestra en el momento del cierre fiscal del año t (t=1993-1999). Mediana: Valor mediano del ratio V/P; N° casos V>P: Número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor superior a 1; N° casos V<P: Número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor inferior a 1. El número total de ratios V/P calculados en 1993-1999 es de 603. Media 1993-1996: media del ratio V/P de las 340 observaciones del periodo 1993-1996; Media 1996-1999: Media del ratio V/P de las 347 observaciones del periodo 1996-1999.

| Modelo | Media | Mediana | N° casos V>P | N° casos V<P | Media 1993-1996 | Media 1996-1999 |
|--------|-----------|-----------|--------------|--------------|-----------------|-----------------|
| 1 | 0,7862*** | 0,6580*** | 152 | 451 | 0,93** | 0,67*** |
| 2 | 0,5769*** | 0,5390*** | 80 | 523 | 0,51*** | 0,67*** |
| 3 | 0,7280*** | 0,6572*** | 126 | 477 | 0,77*** | 0,72*** |
| 4 | 0,7528*** | 0,6548*** | 134 | 469 | 0,86*** | 0,67*** |
| 5 | 0,6400*** | 0,5845*** | 89 | 514 | 0,56*** | 0,74*** |
| 6 | 0,7928*** | 0,6805*** | 137 | 466 | 0,87*** | 0,74*** |
| 7 | 0,4256*** | 0,3416*** | 42 | 561 | 0,34*** | 0,52*** |
| 8 | 0,3741*** | 0,3011*** | 35 | 568 | 0,28*** | 0,48*** |

*Significativamente distinto de 1 al 10% ** Significativamente distinto de 1 al 5% *** Significativamente distinto de 1 al 1%

Si comparamos la habilidad relativa de los distintos modelos para explicar los precios, observamos que los modelos 7 y 8 basados en Feltham y Ohlson (1995) todavía producen mayor infravaloración que los basados en Ohlson (1995). El signo del parámetro de conservadurismo (véase ω_{12} en la tabla 4) podría ser la causa de este comportamiento²⁴. De acuerdo con resultados no tabulados, el ratio V/P medio de los modelos 7 y 8 en el periodo 1993-1997, cuando ω_{12} es significativamente negativo, está en torno a 0,30 (0,82 para el modelo 6, donde $\omega_{12}=0$); mientras que en el periodo 1998-1999, cuando no es significativamente distinto de cero, está en torno a 0,62 (0,72 en el modelo 6).

Las dos últimas columnas de la tabla 5 muestran los valores promedio del ratio V/P para dos subperiodos a fin de captar el efecto en el valor de la situación económica general y el consiguiente nivel de rentabilidad de las empresas²⁵. Los modelos transitorios 1 y 4 obtienen buenos resultados en el primer subperiodo, en el que la economía española salía de la recesión de principios de la década

24 Según el modelo, un parámetro ω_{12} negativo implica que la contabilidad, lejos de ser conservadora, está basada en principios contables agresivos. Esto supondría que el valor contable de la empresa (b_v) sería superior a su valor de mercado (P), y de ahí la necesaria corrección a través del parámetro negativo. Aunque a tenor de las normas contables no creemos que esto se ajuste al sistema contable español podría suceder que las empresas siguieran prácticas contables más liberales en años de recesión, lo que explicaría el signo del coeficiente pero sólo a principios de los noventa. Para confirmar la percepción de los inversores sobre las prácticas contables, hemos obtenido los coeficientes de una regresión de mercado con datos históricos basándonos en los modelos 3 y 6. El coeficiente del patrimonio contable es 1,97 y 1,93 respectivamente, luego durante la década de los 90 los inversores en promedio multiplican casi por 2 el valor contable, lo que sugiere que perciben que la contabilidad es conservadora.

25 Hemos dividido los 7 años en dos periodos de 4 años para favorecer la comparabilidad (340 observaciones en el primer periodo y 347 en el segundo); el año 1996 se ha incluido en ambos porque se considera un año puente en cuanto a la ROE que obtienen las empresas de la muestra. Los resultados no cambian sustancialmente si hacemos otras subdivisiones del periodo muestral 1993-1996 y 1997-1999, 1993-1995 y 1996-1999, ó 1993-1995 y 1997-1999.

da²⁶. Por el contrario, el modelo permanente 5 funciona mejor en el segundo subperiodo con un ratio medio de 0,74 igual al del modelo 6. Los modelos que toman parámetros intermedios (3 y 6) se comportan relativamente bien en todo el periodo, si bien en épocas de mucho crecimiento un parámetro intermedio no parece ser suficiente. La comparación de los modelos 3 y 6 en ambos subperiodos evidencia que las predicciones de los analistas son más útiles cuando la situación económica es menos favorable (el ratio V/P está en torno a 0,90 en tres de los cuatro años); en los años de mayor crecimiento los inversores parecen percibir una alta persistencia del resultado anormal actual. En definitiva, el modelo 6, que incluye las predicciones de los analistas, es el que menor infravaloración media presenta, y supera un ratio de 0,80 en 4 de los 7 años estudiados.

A tenor de estos resultados, un aspecto que no se ha tenido en cuenta en este trabajo, pero que ofrece grandes oportunidades de investigación futuras es considerar que el mercado podría valorar de forma distinta las empresas atendiendo al signo del resultado anormal o al hecho de que la “otra información” sea positiva o negativa. Resultados preliminares no tabulados revelan que efectivamente hay asimetría en las respuestas ante las buenas y malas noticias, lo que sugiere la conveniencia de hacer un análisis contextual para examinar este aspecto en detalle.

A continuación, con la finalidad de poder comparar la bondad de los modelos, calculamos el error de valoración porcentual medio cometido por cada uno de ellos. Como se observa en el panel A de la tabla 6, los errores de valoración son siempre negativos, dado que todos infravaloran los precios. En consistencia con los valores obtenidos para el ratio V/P, el modelo 6 es el que menos sesgos presenta. Estas infravaloraciones son similares a las halladas por Dechow *et al.* (1999, tabla 5) para EE.UU, entre 0,22 y 0,37, e inferiores a las obtenidas por McCrae y Nilsson (2001, tabla 6) para Suecia, entre 0,29 y 0,34.

Para medir la precisión de los modelos utilizamos los errores absolutos de valoración; los resultados también se muestran en el panel A de la tabla 6. De nuevo se observa que el modelo 6 es el que comete menos errores (en torno a 0,40 en media y 0,38 en mediana). Esto sugiere la superioridad de los modelos basados en Ohlson (1995) que consideran la predicción de resultados de los analistas para el cálculo de la “otra información” al estimar el resultado anormal y presentan parámetros de persistencia relativamente altos, en torno a 0,75, por lo que la reversión a cero de los resultados anormales supuesta por los modelos OFO sólo parece cumplirse en el largo plazo. Estos errores son comparables con los obtenidos por Dechow *et al.* (1999, tabla 5), que muestran errores superiores a 0,40, e inferiores a los de McCrae y Nilsson (2001), que obtienen errores de 0,49 si no se incorpora la “otra información”, y de 0,46 en caso de incluirla. Esto podría deberse al mayor seguimiento por parte de los analistas financieros y al hecho de que presentan mejores predicciones para las empresas españolas y estadounidenses que para las suecas²⁷. En cuanto a las medidas de error asimétricas, MME-U y MME-O, como se observa en las dos penúltimas columnas de la tabla 6, las conclusiones a las que se llega son muy similares, por lo que los resultados son robustos a la posibilidad de que los inversores no aprecien de igual

26 El crecimiento del PIB en 1993 fue del -1,00%. El crecimiento medio anual del PIB en el periodo 1993-1996 fue del 1,65%, mientras que en 1996-1999 fue del 3,68%. Los ratios V/P son superiores a 0,90 y significativamente insesgados en 3 de los 4 años del periodo 1993-1996 para estos modelos transitorios.

27 Chang *et al.* (2000) muestran que las empresas españolas son seguidas por una media de 22,73 analistas, sólo superada de entre los 48 países que consideran, por Alemania (32,40), EE.UU (30,23), Holanda (29,73) y Francia (23,20). A su vez, los analistas cometen errores de predicción bajos para las empresas españolas (0,100), sólo mejorados en EE.UU. (0,023), Irlanda (0,051), Reino Unido (0,053), Sudáfrica (0,086), Canadá (0,087) y Holanda (0,090).

Tabla 6
Errores de valoración de los modelos considerados

Panel A: Errores de valoración

Las columnas 2 a 7 muestran los errores de valoración cometidos por cada modelo, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en ese mismo instante. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. EVPM: Error de valoración porcentual medio; Mdna EVP: Mediana de la serie de errores de valoración porcentuales. EVAPM: Error de valoración absoluto porcentual medio; Mdna EVAP: Mediana de la serie de errores de valoración absolutos porcentuales. MME-U: medida de error que penaliza en mayor medida las infravaloraciones; MME-O: medida de error que penaliza en mayor medida las sobrevaloraciones. Rank: Posición relativa del modelo con respecto al resto, ordenados de mejor (1) a peor (8). El número de observaciones es 603.

| Modelo | EVPM | Mdna EVP | EVAPM | Mdna EVAP | MME-U | MME-O | Rank |
|--------|---------|----------|--------|-----------|--------|--------|------|
| 1 | -0,2361 | -0,3420 | 0,4325 | 0,4239 | 0,5750 | 0,4767 | (4) |
| 2 | -0,4270 | -0,4610 | 0,5110 | 0,4885 | 0,6526 | 0,5348 | (6) |
| 3 | -0,2794 | -0,3428 | 0,4207 | 0,3954 | 0,5706 | 0,4579 | (2) |
| 4 | -0,2616 | -0,3452 | 0,4233 | 0,4080 | 0,5711 | 0,4625 | (3) |
| 5 | -0,3638 | -0,4155 | 0,4627 | 0,4499 | 0,6201 | 0,4886 | (5) |
| 6 | -0,2248 | -0,3195 | 0,4056 | 0,3835 | 0,5609 | 0,4431 | (1) |
| 7 | -0,5821 | -0,6584 | 0,6492 | 0,6752 | 0,7710 | 0,6598 | (7) |
| 8 | -0,6036 | -0,6989 | 0,6830 | 0,7077 | 0,7951 | 0,6928 | (8) |

Panel B: Contrastes de diferencias

La hipótesis nula es la igualdad de medias o medianas entre las series de errores de valoración de los dos modelos analizados. EVPM: t-estadístico del contraste de igualdad de medias en los errores de valoración porcentuales; Mdna EVP: t-estadístico del contraste de igualdad de medianas en los errores de valoración porcentuales; EVAPM: t-estadístico del contraste de igualdad de medias en los errores de valoración absolutos porcentuales; Mdna EVAP: t-estadístico del contraste de igualdad de medianas en los errores absolutos de valoración. MME-U y MME-O: estadístico del contraste de igualdad de medias en la medida MME-U y MME-O, respectivamente. En el caso de los contrastes de los errores absolutos de valoración (EVAPM, Mdna EVAP, MME-U y MME-O), un valor positivo (negativo) del t-estadístico indica que la media o mediana de los errores de valoración del primer modelo analizado es superior (inferior) al del segundo modelo. En el caso de los errores de valoración (EVPM y Mdna EVP) el funcionamiento es al contrario, ya que éstos errores son en media de signo negativo para todos los modelos que comparamos (véase 2ª y 3ª columna del panel A de esta tabla).

| Modelos | EVPM | Mdna EVP | EVAPM | Mdna EVAP | MME-U | MME-O |
|---------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 vs. 6 | -1,03 | -1,47 | 3,12*** | 5,26*** | 1,68* | 3,72*** |
| 2 vs. 6 | -9,24*** | -7,46*** | 8,42*** | 6,55*** | 7,42*** | 7,80*** |
| 5 vs. 6 | -8,00*** | -6,56*** | 4,90*** | 4,70*** | 5,10*** | 4,01*** |
| 1 vs. 4 | 6,99*** | 5,08*** | 2,48** | 6,27*** | 1,16 | 3,57*** |
| 2 vs. 5 | -4,66*** | -5,85*** | 5,02*** | 5,48*** | 3,58*** | 4,98*** |
| 3 vs. 6 | -4,41** | -2,80*** | 2,39** | 3,79*** | 1,50 | 2,35*** |
| 7 vs. 8 | 7,46*** | 18,49*** | -9,41*** | -16,06*** | -7,71*** | -9,57*** |
| 6 vs. 7 | 24,47*** | 20,76*** | -19,59*** | -17,60*** | -19,12*** | -17,59*** |

En los contrastes de diferencias: *Significativo al 10% **Significativo al 5% ***Significativo al 1%

manera un error de sobrevaloración que uno de infravaloración. En la última columna se ordenan los modelos atendiendo a los resultados presentados (puede comprobarse que se mantiene constante para todos ellos). El tenor de los resultados no cambia al utilizar otras medidas, cuyos resultados no aparecen tabulados, como el error cuadrático medio y la U de Theil.

En el panel B de la tabla 6 se comparan los errores del modelo 6, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson (1995), con los modelos 1 y 2, que ignoran la “otra información” y suponen que el resultado anormal es temporal o permanente, respectivamente; y con el modelo 5

que incorpora la “otra información” y considera que o ésta o el resultado anormal es permanente. Los resultados permiten rechazar al 1% la hipótesis nula de igualdad de medias y medianas entre la serie de errores de valoración del modelo 6 con respecto al 2 y 5; pero no existe suficiente significatividad estadística para afirmar que el modelo 6 es menos sesgado que el 1. En cuanto a los contrastes en los errores de valoración absolutos, los resultados sí son claramente favorables al modelo 6, con p-valores en todos los casos inferiores al 2%, salvo en el caso de la medida MME-U, que sólo lo es al 9%. En definitiva la evidencia corrobora que la precisión del modelo 6 es superior a la de los modelos que toman parámetros de persistencia extremos.

Con la hipótesis H2 estudiamos si las variables “otra información” son relevantes para explicar los precios de mercado. El panel B de la tabla 6 muestra la importancia de incluir la primera variable de la “otra información”, puesto que se rechaza con p-valores muy bajos que los modelos que no la consideran (modelos 1, 2 y 3) presentan los mismos errores de valoración que los respectivos modelos que sí la consideran (4, 5 y 6, respectivamente). De nuevo, la medida MME-U es la excepción, pues no existe suficiente evidencia para corroborar que los errores no son iguales. De esta forma, si penalizamos en mayor medida los errores en los que $V < P$ no existe suficiente evidencia estadística que corrobore el mejor comportamiento de los modelos que utilizan la “otra información”. No obstante, salvo por esta matización, en el contraste de esta hipótesis encontramos evidencia favorable a la inclusión de la variable “otra información” del modelo de Ohlson (1995). No sucede lo mismo con la segunda variable “otra información” que aparece en Feltham y Ohlson (1995), puesto que el modelo 8, que incluye ambas funciona significativamente peor que el 7. El parámetro de conservadurismo puede ser nuevamente el principal causante de este resultado, pues tiene una gran influencia en el coeficiente de valoración del patrimonio contable, sobre el que actúa la segunda variable “otra información”. Sin embargo, también debe tenerse en cuenta que la medición de la segunda variable “otra información” no ha estado exenta de dificultades. Así el propio parámetro de crecimiento del neto patrimonial ha sido sustituido por el crecimiento del PIB y tanto las expectativas del patrimonio contable como de los dividendos han tenido que hacerse de forma aproximada dada la falta de observaciones directas.

La H3 analiza si los modelos basados en Feltham y Ohlson (1995) explican los precios de mercado mejor que los modelos basados en Ohlson (1995). Como cabía esperar a la vista de los resultados obtenidos anteriormente, los resultados apoyan lo contrario, pues los modelos que incluyen el parámetro de conservadurismo (modelos 7 y 8) son los peores, ya que cometen los mayores errores como se muestra en la tabla 6. La comparación del modelo 7 con el 6 muestra la clara superioridad de éste último²⁸. Estas diferencias se observan incluso si consideramos sólo los años 1998 y 1999, en los que el parámetro es negativo pero cercano a cero²⁹.

En definitiva, el mercado percibe una persistencia media en torno a 0,75 para los resultados anormales de las empresas españolas y parece que incorporar la “otra información” mediante las predicciones de beneficios de los analistas ayuda en la valoración; todo ello confirma la utilidad

28 Para el modelo 7, en los dos subperiodos 1993-1996 y 1996-1999 los errores absolutos están en torno a 0,80 y 0,55, respectivamente. En 1998, año en el que el parámetro de conservadurismo es casi nulo, los errores absolutos mejoran, situándose en torno a 0,42.

29 Un análisis adicional de la precisión de los modelos al parámetro ω_2 revela que sólo para parámetros positivos y muy cercanos a cero, los modelos 7 y 8 actúan de manera similar al modelo 6, por lo que la evidencia es favorable al modelo Ohlson (1995).

del modelo de Ohlson (1995). Sin embargo el modelo de Feltham y Ohlson (1995) provoca grandes errores de valoración. En nuestra opinión, el problema radica sobre todo en la simplificación que supone tratar de captar todos los efectos del conservadurismo contable en un único parámetro, pero es cierto que las simplificaciones introducidas para medir la variable “otra información” que afecta al patrimonio neto podrían afectar a los resultados obtenidos.

5.3. Predicción de la rentabilidad de mercado futura

Como se ha visto la aplicación empírica de los modelos OFO lleva a valores intrínsecos inferiores a los precios de mercado. No obstante si los títulos estuvieran temporalmente mal valorados y los precios de mercado revirtieran a corto plazo hacia sus valores intrínsecos; o alternativamente, los ratios V/P revirtieran a un valor medio, sería posible realizar estrategias de inversión rentables, tal y como sostiene nuestra hipótesis 4. Para verificarla hemos formado 4 carteras cada año del periodo 1993-1999 en función del ratio V/P; la primera incluye los títulos con ratios V/P menores y la última con los de ratios V/P más elevados³⁰.

La tabla 7 muestra las rentabilidades medias mensuales de cada cartera y modelo utilizado para calcular el valor intrínseco. Todas las estrategias consiguen rentabilidades medias positivas en los 84 meses, observándose escasas diferencias entre las carteras. En los 6 modelos basados en Ohlson (1995) las rentabilidades son crecientes desde la cartera 2 (9%-10% medio anual) a la 4 (16%-17% medio anual). La cartera 1, sin embargo, obtiene sistemáticamente rentabilidades superiores a la 2 y similares a la 3, excepto para el modelo 2; es decir que si bien dicha cartera incluye acciones con precios altos, siguen siéndolo al menos durante los 12 meses siguientes. La diferencia entre las car-

Tabla 7
Errores de valoración de los modelos considerados

En cada año del periodo 1993-1999 se forman 4 carteras según el el ratio V/P. Las acciones de empresas con ratio V/P menor (mayor) se incluyen en la cartera 1 (cartera 4). El valor intrínseco se calcula mediante las funciones de valoración de cada modelo, según las expresiones que aparecen en las tablas 1 y 2. Los precios son los observados en el mercado en el momento del cierre fiscal de cada año. La cartera se mantiene invertida durante 12 meses, de forma que se genera una serie de 84 rentabilidades mensuales para cada cartera y modelo (7 años de ratio V/P x 12 meses, desde Enero 1994 hasta Diciembre 2000). $rent_{m,c}$ es la rentabilidad media mensual en tanto por uno de las 84 rentabilidades mensuales de cada cartera c y modelo m; Cart. (i): Rentabilidad mensual media, anualizada y en tanto por ciento, de cada cartera i, esto es, $1200 \times rent_{m,c}$. Cart. 4-1: Rentabilidad mensual media, anualizada y en tanto por ciento, de la estrategia de comprar la cartera 4 y vender la cartera 1 ($1200 \times rent_{m,4-1}$); P-Valor: P-valor del contraste de significatividad de la rentabilidad media mensual de cada cartera y modelo.

| Modelo | Cart. 1 | Cart. 2 | Cart. 3 | Cart. 4 | Cart. 4-1 | P-Valor |
|--------|---------|---------|---------|---------|-----------|---------|
| 1 | 13,71 | 9,28 | 13,05 | 15,91 | 2,20 | 61,77% |
| 2 | 9,83 | 8,56 | 14,16 | 17,96 | 8,13 | 12,07% |
| 3 | 13,38 | 9,81 | 14,80 | 14,04 | 0,66 | 87,48% |
| 4 | 14,22 | 9,17 | 13,91 | 15,31 | 1,09 | 81,56% |
| 5 | 13,03 | 10,18 | 13,41 | 16,29 | 3,26 | 49,45% |
| 6 | 13,84 | 8,14 | 14,30 | 16,56 | 2,72 | 52,18% |
| 7 | 12,85 | 14,97 | 15,37 | 12,26 | -0,59 | 92,03% |
| 8 | 13,36 | 15,28 | 13,94 | 12,95 | -0,41 | 94,14% |

30 Se ha repetido el análisis de rentabilidades formando quintiles en lugar de cuartiles. Los resultados permanecen inalterados.

teras extremas, la 4 y la 1, es positiva para los seis modelos, y va desde 2,20% y 1,09% para los modelos transitorios 1 y 4 respectivamente, a 8,13% y 3,26% para los permanentes 2 y 5, a 0,66% y 2,72% para los modelos intermedios 3 y 6, aunque las diferencias no son estadísticamente significativas. Los modelos 7 y 8, basados en Feltham y Ohlson (1995) no parecen seguir una pauta clara, siendo las carteras intermedias las de mayor rentabilidad mensual media.

Dado que las diferencias en la rentabilidad de las carteras podrían deberse al diferente nivel de riesgo, hemos repetido el análisis teniendo en cuenta este aspecto. En primer lugar se han ajustado las rentabilidades según el CAPM; los resultados aparecen en el panel A de la tabla 8. La evidencia es muy similar a la observada en las rentabilidades no ajustadas por riesgo, las rentabilidades anormales son crecientes desde la cartera 2 a la 4, pero, excepto para el modelo 2, la cartera 1 supera a la 2. Por ello, en la estrategia del ratio V/P se obtienen rentabilidades anormales positivas, entre el 1,2% y el 12%, para todos los modelos basados en Ohlson (1995); sin embargo el mercado parece ser eficiente con respecto a la información disponible, pues sólo la estrategia del ratio V/P basada en los valores intrínsecos del modelo 2 es estadísticamente significativa al 5%, con un exceso de rentabilidad de la cartera 4 sobre la 1 del 12% anual. Recordemos que este modelo 2 supone que los resultados anormales son permanentes, por lo que la estrategia resultante es similar a la del ratio beneficio/precio (*earnings-to-price*). A su vez, como se observa en la última columna de este panel A, los modelos 2 y 5 presentan diferencias de riesgo significativas entre ambas carteras, tal vez debido al diferente signo del resultado anormal³¹. En el panel B de esta tabla 8 presentamos algunas características importantes de las carteras: ROE anormal, ratio precio o valor de mercado/patrimonio contable (P/B) y tamaño. Como puede observarse, en estos dos modelos, la ROE anormal media de la cartera 4 supera a la de la cartera 1³². En cuanto al ratio P/B va decreciendo en todos los modelos de la cartera 1 a la 4 en consistencia con el criterio empleado para su formación. Sin embargo no se observa una pauta clara en cuanto al tamaño, aunque la cartera 4 es significativamente menor que la 1, excepto para los modelos 2 y 5.

Por otro lado, debemos señalar que la estrategia del modelo 1 se corresponde con una basada en el ratio B/P, pues en este modelo: $V_t = bv_t$, sin que se observen diferencias de rentabilidad ni de riesgo entre las carteras extremas. Por último cabe destacar que los dos modelos que incorporan las predicciones de los analistas, el 5 y 6, consiguen rentabilidades ajustadas por riesgo no despreciables, 5,28% y 4,34% anuales respectivamente, aunque no significativas.

Los modelos 7 y 8, basados en Feltham y Ohlson (1995), obtienen peores rentabilidades ajustadas por riesgo en la cartera 4 que en la 1, aunque las diferencias no son significativas; sin embargo se observan diferencias en el riesgo, tal vez debidas al diferente tamaño y a la existencia de pérdidas anormales en los títulos integrantes de la última cartera. Como muestra el panel B de la tabla 8, el valor de mercado medio de los títulos de la cartera 1 es 10 veces mayor que

31 Dada la persistencia extrema que utilizan los modelos 2 y 5, sería lógico que las empresas con beneficios permanentes obtuvieran mayores valores intrínsecos que las empresas con pérdidas continuas, apareciendo las primeras en las carteras 3 y 4, y las segundas en las carteras 1 y 2. Si dividimos la muestra en cuartiles en función de la ROE^a y hallamos la beta media de cada cuartil, observamos que la beta media de las empresas con ROE anormal más negativa es de 1,37, mientras que para las empresas más rentables es de 1,00. Por tanto, parece corroborarse que las diferencias de riesgo se relacionan con el distinto signo del resultado anormal.

32 En el modelo 2, por ejemplo, en la cartera 1 el 82% de los títulos presenta una ROE anormal negativa, mientras que en la cartera 4 el 67% de los títulos presenta una positiva.

Tabla 8

Rentabilidades mensuales anormales (anualizadas y en tanto por ciento) y riesgo sistemático de cada cartera formada en función del ratio V/P

PANEL A: Modelo de un factor (CAPM)

Las ocho primeras columnas muestran la rentabilidad anormal o *alfa de Jensen* (α_p) de cada cartera p y su beta de mercado (β_p), estimadas como: $R_{pt} - rf_t = \alpha_p + \beta_p \cdot (R_{mdo_t} - rf_t) + u_{pt}$ (22); las últimas cuatro columnas muestran la rentabilidad anormal (α_A) y la beta de mercado (β_A) de la estrategia (comprar cartera 4 y vender cartera 1) estimadas como: $(R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_A \cdot (R_{mdo_t} - rf_t) + u_{At}$ (23); y el p-valor del contraste de significatividad de dichos coeficientes. Se muestran rentabilidades anormales medias anualizadas (multiplicando por 1200 el valor del coeficiente estimado; 1200 x α_i)

| Modelo | α_{p1} | α_{p2} | α_{p3} | α_{p4} | β_{p1} | β_{p2} | β_{p3} | β_{p4} | α_A | P-valor | β_A | P-valor |
|--------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------|---------|-----------|---------|
| 1 | -3,26 | -6,03** | -2,07 | -0,80 | 1,08 | 0,92 | 0,90 | 1,05 | 2,46 | 57,39% | -0,02 | 77,27% |
| 2 | -5,51* | -4,49* | 3,72 | 6,51** | 1,32 | 0,98 | 0,80 | 0,94 | 12,02 | 1,10% | -0,38 | 0,01% |
| 3 | 0,04 | -2,30 | 2,34 | 1,27 | 1,18 | 0,93 | 0,93 | 1,05 | 1,23 | 78,57% | -0,13 | 9,99% |
| 4 | 0,91 | -3,93 | 2,39 | 2,20 | 1,16 | 0,96 | 0,87 | 1,09 | 1,28 | 79,50% | -0,07 | 47,65% |
| 5 | -4,86* | -5,95 | -0,86 | 0,42 | 1,16 | 1,00 | 0,82 | 0,97 | 5,28 | 23,64% | -0,19 | 0,44% |
| 6 | -0,21 | -5,06* | 3,23 | 4,13 | 1,14 | 0,95 | 0,90 | 1,07 | 4,34 | 32,39% | -0,07 | 38,85% |
| 7 | -0,35 | 0,57 | 1,68 | -2,35 | 0,86 | 0,90 | 0,98 | 1,23 | -2,01 | 71,37% | 0,37 | 0,04% |
| 8 | 0,75 | 0,16 | 0,25 | -1,52 | 0,84 | 0,96 | 0,96 | 1,21 | -2,27 | 66,05% | 0,38 | 0,01% |

Coefficientes α_i : *Significativo al 10% ** Significativo al 5% ***Significativo al 1%

PANEL B: Características de las carteras formadas en función del ratio V/P

ROE^a_p : Rentabilidad sobre el patrimonio contable anormal media de la cartera p ($ROE^a = x_t^a / by_{t-1}$); P/B_p: ratio precio/patrimonio contable medio de la cartera p; Tam_p: tamaño medio de la cartera p medido como la capitalización bursátil media de la cartera p (en millones de euros); t-st: estadístico t del contraste de diferencias de medias en ROE, P/B y tamaño entre las carteras extremas. * Estadístico t significativo al 10% ** Al 5% *** Al 1%

| Modelo | ROE^a_1 | ROE^a_2 | ROE^a_3 | ROE^a_4 | t-st | P/B ₁ | P/B ₂ | P/B ₃ | P/B ₄ | t-st | Tam ₁ | Tam ₂ | Tam ₃ | Tam ₄ | t-st |
|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|------------------|------------------|------------------|------------------|---------|------------------|------------------|------------------|------------------|--------|
| 1 | 5,74% | -1,37% | -4,44% | -9,37% | 6,4*** | 4,29 | 1,84 | 1,28 | 0,80 | 10,7*** | 1908 | 2144 | 1011 | 381 | 2,7*** |
| 2 | -17,14% | 0,81% | 1,00% | 7,45% | -10,8*** | 2,56 | 2,44 | 1,74 | 1,50 | 3,2*** | 1001 | 1473 | 1698 | 1319 | -0,5 |
| 3 | -3,49% | 0,26% | -2,51% | -3,46% | -0,01 | 3,98 | 2,00 | 1,35 | 0,90 | 9,1*** | 1904 | 2102 | 1081 | 357 | 2,5*** |
| 4 | 3,40% | -0,66% | -3,72% | -8,40% | 4,7*** | 4,26 | 1,87 | 1,28 | 0,80 | 10,6*** | 1869 | 2157 | 1031 | 388 | 2,6*** |
| 5 | -11,24% | -0,16% | 0,26% | 2,28% | -5,2*** | 2,89 | 2,24 | 1,61 | 1,51 | 4,0*** | 1554 | 1188 | 1833 | 866 | 1,1 |
| 6 | 2,23% | 0,52% | -3,57% | -8,56% | 3,9*** | 4,10 | 1,86 | 1,31 | 0,95 | 9,5*** | 2003 | 2179 | 939 | 320 | 2,8*** |
| 7 | -1,60% | 2,19% | -0,61% | -8,64% | 3,0*** | 2,94 | 2,02 | 1,65 | 1,26 | 5,2*** | 2154 | 2176 | 653 | 205 | 3,4*** |
| 8 | -0,03% | 3,32% | -3,02% | -9,95% | 4,3*** | 2,91 | 2,02 | 1,58 | 1,26 | 5,1*** | 2189 | 2056 | 613 | 209 | 3,4*** |

PANEL C: Modelo de tres factores

Las cuatro primeras columnas muestran la rentabilidad anormal o *alfa de Jensen* (α_p) de cada cartera p, estimada como: $(R_{pt} - rf_t) = \alpha_p + \beta_{p,mdo} \cdot (R_{mdo_t} - rf_t) + \beta_{p,SMB} \cdot SMB_t + \beta_{p,HML} \cdot HML_t + u_{pt}$; las últimas ocho columnas muestran la rentabilidad anormal (α_A) y los coeficientes del factor riesgo de mercado ($\beta_{A,mdo}$), del factor tamaño ($\beta_{A,SMB}$) y del factor valor patrimonio contable-valor de mercado ($\beta_{A,HML}$) de la estrategia (comprar cartera 4 y vender cartera 1) estimadas como: $(R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_{A,mdo} \cdot (R_{mdo_t} - rf_t) + \beta_{A,SMB} \cdot SMB_t + \beta_{A,HML} \cdot HML_t + u_{At}$; y el p-valor del contraste de significatividad de los coeficientes. Se muestran rentabilidades anormales medias anualizadas (1200 x α_i)

| Modelo | α_{p1} | α_{p2} | α_{p3} | α_{p4} | α_A | P-valor | $\beta_{A,mdo}$ | P-valor | $\beta_{A,SMB}$ | P-valor | $\beta_{A,HML}$ | P-valor |
|--------|---------------|---------------|---------------|---------------|------------|---------|-----------------|---------|-----------------|---------|-----------------|---------|
| 1 | 2,18 | -5,35** | 0,44 | 4,31 | 2,06 | 66,34% | -0,06 | 49,73% | 0,18 | 19,86% | 0,34 | 1,13% |
| 2 | -3,42 | -5,44** | 2,60 | 6,00** | 10,54 | 2,81% | -0,31 | 0,26% | -0,23 | 10,64% | -0,02 | 86,35% |
| 3 | 1,64 | -3,92 | 1,56 | 2,16 | 0,07 | 98,80% | -0,11 | 17,69% | 0,03 | 82,11% | 0,26 | 0,71% |
| 4 | 2,64 | -5,51** | 1,15 | 3,35 | 0,60 | 90,49% | -0,07 | 46,14% | 0,15 | 31,61% | 0,33 | 1,20% |
| 5 | -0,40 | -3,73 | 0,15 | 5,05* | 6,06 | 24,61% | -0,13 | 5,55% | -0,13 | 41,18% | 0,07 | 55,80% |
| 6 | 0,84 | -6,68** | 3,49 | 4,43 | 3,48 | 40,13% | -0,06 | 44,15% | 0,10 | 44,78% | 0,30 | 1,15% |
| 7 | -2,05 | -2,38 | 2,48 | 1,69 | 3,89 | 43,15% | 0,24 | 3,02% | 0,52 | 0,19% | -0,07 | 61,52% |
| 8 | -0,68 | -3,04 | 1,06 | 2,35 | 3,08 | 50,20% | 0,26 | 1,05% | 0,49 | 0,19% | -0,02 | 88,61% |

Coefficientes α_i : *Significativo al 10% ** Significativo al 5% ***Significativo al 1%

el de la 4 (aproximadamente 2.100 millones vs. 210 millones) y la ROE anormal de la cartera 4 es casi del -10%³³. De esta forma, una vez ajustado por riesgo, parece que son las empresas mayores (cartera 1) las que obtienen mayores rentabilidades anormales acumuladas, si bien las diferencias no son significativas³⁴.

En los modelos 1, 3, 4 y 6 no se observan diferencias de riesgo entre las carteras extremas. No obstante, hay que decir que, tal y como se observa en el panel B de la tabla 8 las empresas de la cartera 4, en las que la estrategia es invertir, presentan menor rentabilidad actual, menor ratio P/B y son más pequeñas que las empresas de la cartera 1. Estas características diferenciales en las rentabilidades aconsejan a ajustar las rentabilidades teniendo en cuenta el modelo de tres factores de Fama y French.

En el panel C de la tabla 8 mostramos las rentabilidades anormales ajustadas por los 3 factores de riesgo: de mercado, tamaño y ratio patrimonio contable/valor de mercado. Las carteras extremas de los modelos 2 y 5 siguen presentando diferencias en su riesgo de mercado; por su parte las de los modelos 7 y 8 están expuestas al factor tamaño; mientras que las de los modelos 1, 3, 4 y 6 lo están al ratio patrimonio contable/valor de mercado. Este último resultado es lógico pues el modelo 1 sólo contempla el patrimonio contable y el modelo 4 ajusta dicho valor únicamente por la predicción de los analistas del beneficio del próximo año. Por su parte en los modelos mixtos 3 y 6 una parte importante de su valor es el patrimonio contable. En cuanto a las rentabilidades anormales que se muestran en las primeras columnas, los resultados son análogos a los obtenidos con el CAPM. Se siguen observando rentabilidades anormales crecientes desde la cartera 2 a la 4, y rentabilidades positivas en la estrategia de comprar la cartera 4 y vender la 1, si bien sólo el modelo 2 obtiene una rentabilidad anormal del 10,54% anual estadísticamente significativa³⁵.

En definitiva, estos resultados no permiten rechazar la hipótesis de eficiencia de mercado con respecto a la estrategia del ratio V/P. No obstante se observa una cierta pauta de comportamiento, pues las rentabilidades medias de la cartera de ratio V/P mayor son sistemáticamente superiores a las de las dos carteras de ratio V/P menor³⁶.

33 El parámetro de conservadurismo tiene un efecto decisivo sobre estos modelos, y, dado que actúa sobre el patrimonio contable, es de esperar que las empresas de mayor tamaño resulten más afectadas por el efecto del parámetro negativo, deprimiendo en mayor medida su valor intrínseco y apareciendo en las carteras 1 y 2 de menor ratio V/P. En cada año del periodo 1993-1999 hemos formado 4 carteras en función del valor de mercado de los títulos, calculando a continuación su beta media, los resultados revelan que la beta de la cartera de empresas grandes es muy inferior a la de la cartera de empresas pequeñas (entre 0,74 y 0,87 frente a 1,17 y 1,41). Por tanto, parece ser que las estrategias del ratio V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson (1995) clasifican las empresas más por el tamaño y rentabilidad que por la diferencia entre valor y precio.

34 Este resultado iría en contra del conocido *efecto tamaño* documentado en trabajos como Gómez y Marhuenda (1998), en el que se obtiene evidencia de una mayor rentabilidad anormal para las empresas pequeñas en el periodo 1964-1993, una vez ajustada por riesgo. No obstante, parece ser que este efecto tamaño ha desaparecido o incluso revertido en los últimos años, según las conclusiones obtenidas por López y Marhuenda (2003). Sus resultados indican una posible reversión del efecto, de manera que son las empresas grandes las que obtienen mayores rentabilidades anormales, aunque no significativas.

35 Siguiendo a Carhart (1997) hemos incluido en la regresión un factor adicional que capta la anomalía del *momentum* a un año de Jegadeesh y Titman (1993), y los resultados permanecen inalterados.

36 No obstante, si la estrategia se realiza vendiendo la cartera 2 en lugar de la 1, las rentabilidades anormales son positivas y estadísticamente significativas al 5% para los modelos 5 y 6, tanto tomando como base el CAPM como incluyendo los otros factores de riesgo.



5.4. Análisis de sensibilidad

Hemos realizado varios análisis de sensibilidad para confirmar los resultados obtenidos. Así, se ha repetido todo el análisis deflactando por el activo inicial total y los resultados se mantienen conforme a lo expuesto a lo largo de este trabajo. También, hemos realizado un análisis conjunto de la sensibilidad al deflactor escogido y a la inclusión de constantes. Para ello, se ha repetido todo el estudio empírico deflactando por el activo total pero sin tener en cuenta en las funciones de valoración las constantes estimadas; aunque, tal y como sostiene Myers (1999), este procedimiento es inconsistente, ha sido empleado en diversos estudios, como Dechow, *et al.* (1999). Nuestros resultados son cualitativamente iguales. Hemos repetido el estudio con el resultado después de impuestos, que además incluye los resultados extraordinarios, sin que los resultados varíen sustancialmente con respecto a los presentados.

Por otro lado, como se ha ido indicando a lo largo del trabajo, hemos realizado diversos análisis complementarios para confirmar que los resultados no dependen de ciertas simplificaciones realizadas. En concreto hemos comprobado que el uso de la media o la mediana para determinar el crecimiento esperado de los dividendos no altera los resultados. Hemos verificado que los errores de valoración de los modelos no dependen del método utilizado para su cuantificación. Tampoco los resultados son sensibles al uso de cinco carteras en vez de cuatro a la hora de hacer las estrategias de inversión.

También hemos analizado la sensibilidad de los resultados al coste de capital propio empleado. Para ello hemos repetido el estudio mediante una tasa fija del 12% (utilizada por Dechow *et al.* 1999), y sólo el modelo 6 resulta insesgado, con un ratio V/P medio de 0,9570. No obstante, en esta especificación la precisión del modelo no mejora los resultados aquí mostrados, pues el error absoluto de valoración cometido en el mejor de los modelos, de nuevo el 6, es de 0,4251 (frente al 0,4056).

Por otro lado, puesto que para hallar el coste de capital propio diversos estudios han tomado primas por riesgos inferiores a la aquí considerada (5% en Choi *et al.* 2004 y 4% en Ahmed *et al.* 2000, McCrae y Nilsson 2001 y Ota 2002) y algunos estudios recientes muestran que la prima por riesgo podría estar en torno al 3%-4% (Claus y Thomas 2001 y Gebhart *et al.* 2001), hemos repetido el estudio con primas por riesgo del 2%, 3%, 4%, y 5%. Los resultados en cuanto a la habilidad relativa de cada modelo para valorar se mantienen, aunque al utilizar primas menores son mucho más favorables para los modelos basados en Ohlson (1995). Para el mejor de los modelos, siempre el 6, se acepta la hipótesis de insesgadez en el ratio V/P para primas por riesgo del 2% y 3% (ratios medios 0,99 y 0,93 respectivamente), y el menor error absoluto de valoración es 0,3894 (con un 3% de prima). Por tanto, en el mercado español parece confirmarse o incluso acentuarse la evidencia obtenida en EE.UU. acerca de la existencia de primas por riesgo implícitas muy bajas.

Por último, se ha repetido el estudio con precios observados dos meses después del cierre fiscal, que es el plazo exigido por la CNMV para el depósito de la información pública anual, y seis meses después del cierre, que es el plazo máximo para su aprobación por la Junta General de Accionistas y su posterior depósito en los registros mercantiles. Los

resultados son muy similares en cuanto a la bondad relativa de cada modelo, si bien, tal y como esperábamos, los errores de valoración aumentan a medida que se retrasa la observación de los precios, pues éstos reflejan nueva información no considerada en la fecha del cierre fiscal. A título ilustrativo señalamos que, para el mejor modelo, el 6, si con precios al cierre el error absoluto de valoración medio (EVAPM) asciende a 0,4056 (tabla 6), con precios de dos meses posteriores el error asciende a 0,4189; y con precios 6 meses después del cierre a 0,4286.

6. CONCLUSIONES

El objetivo perseguido en este trabajo ha sido contrastar la validez de los modelos de valoración de Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995). Para ello, hemos propuesto una aplicación empírica a través de ocho modelos de valoración, que van desde los casos más sencillos hasta los que tienen en cuenta todas sus implicaciones. La primera de las variables de la “otra información”, la que es útil para predecir los resultados anormales, se ha medido a través de la diferencia entre la predicción a un año del resultado anormal basada en el consenso de los analistas y la predicción basada en la serie histórica de resultados anormales. La segunda de las variables de la “otra información”, la que es útil para predecir el patrimonio contable, se ha medido mediante la diferencia entre la predicción a un año del patrimonio contable, basada en la predicción de beneficios y dividendos y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, y la basada en el crecimiento a largo plazo de la economía española.

A excepción del parámetro del conservadurismo del modelo de Feltham y Ohlson (1995) que resulta negativo, lo que supone que no capta adecuadamente esta característica del sistema contable, el resto de parámetros estimados para los modelos OFO se encuentra dentro de los límites fijados por los modelos teóricos.

Tras la estimación de todos los parámetros del LIM de Ohlson (1995) y de Feltham y Ohlson (1995), evaluamos los diferentes modelos en función de su habilidad para explicar los precios de mercado. Los resultados obtenidos muestran que los modelos infravaloran sistemáticamente los precios, aunque los modelos basados en Ohlson (1995) superan a los basados en Feltham y Ohlson (1995), pues presentan menor sesgo y mayor exactitud en las valoraciones. Y de los primeros, son los que incorporan la “otra información” basada en la predicción de los analistas los que mejor comportamiento presentan.

En la segunda parte del estudio, se realiza una estrategia basada en el ratio valor intrínseco/precio (V/P) consistente en comprar las acciones con ratio alto y vender las de ratio bajo. En la medida en que se pudieran hacer estrategias rentables estaríamos admitiendo que se puede superar al mercado, lo que implicaría su ineficiencia en la forma semifuerte. Los resultados obtenidos no son lo suficientemente robustos estadísticamente para rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado. No obstante, se observa cierta pauta de comportamiento en los seis modelos basados en Ohlson (1995), de manera que los títulos que presentan un ratio V/P alto obtienen mayores rentabilidades ajustadas por riesgo que los



títulos que presentan un ratio V/P bajo, tanto considerando el ajuste por riesgo del CAPM como el del modelo de 3 factores de Fama y French (1993).

En definitiva, mientras que el modelo de Ohlson (1995) se configura como una buena referencia para la valoración de acciones, no sucede lo mismo con el de Feltham y Ohlson (1995). El principal problema se refiere a la introducción en el LIM del conservadurismo contable, pues no parece que un único parámetro recoja apropiadamente esta característica del sistema contable, de ahí que la evidencia obtenida sugiere que los modelos basados en este modelo no están especificados correctamente.

Desde nuestro punto de vista, las principales aportaciones de este trabajo son las siguientes. Por un lado, en el cálculo de los valores intrínsecos se consideran todas las implicaciones derivadas de incluir una constante en las regresiones. Ello ha llevado a recalcular todas las funciones de valoración incluyendo las constantes utilizadas. Además, se tienen en cuenta las dos variables relacionadas con la “otra información” tanto en el modelo de Ohlson (1995) como en el de Feltham y Ohlson (1995). Hasta ahora escasos trabajos habían tenido en cuenta la variable “otra información” del modelo de Ohlson (1995). En cuanto a la segunda variable de la “otra información” del modelo de Feltham y Ohlson (1995), no tenemos constancia de que haya sido incorporada en algún estudio empírico. Por otro lado, las rentabilidades obtenidas en las estrategias de invertir en acciones en función del valor del ratio V/P están ajustadas por riesgo, un aspecto normalmente ignorado en los estudios previos. Finalmente queremos resaltar el rigor metodológico con el que hemos procedido. Así, se miden todas las variables en la fecha de cierre del ejercicio, se deflactan las variables en el LIM para reducir los efectos de la distinta escala existente entre las empresas sin cambiar la naturaleza del mismo, se considera en el coste del capital propio un componente temporal y un ajuste por el riesgo sistemático de cada una de las empresas, y se aprovecha en las estimaciones toda la información disponible en cada periodo. Adicionalmente se han realizado numerosos tests de sensibilidad considerando varios deflactores, precios en distintas fechas, distintas medidas de resultados, varias primas de riesgo y un coste de capital constante, que confirman la validez de los resultados presentados.

Para concluir nos referimos a la principal limitación de la metodología aplicada en este estudio: la estimación de los parámetros de los LIMs es la misma para todas las empresas, lo que no permite captar la variabilidad que sin duda existe entre distintas empresas. Si bien esta dificultad se ha tratado de paliar a través de las variables “otra información”, la relajación de este supuesto permitiría examinar las características empresariales que influyen en estos valores y por tanto, en las predicciones y valoraciones resultantes. También relacionado con la persistencia, cabría distinguir la persistencia de los diferentes componentes de la cuenta de resultados, tal y como Barth *et al.* (1999) sugieren. Esto permitiría realizar el contraste empírico de un modelo que identificara las partidas concretas que pueden considerarse transitorias para la valoración de acciones. Adicionalmente resultaría de gran interés utilizar modelos no lineales que permitieran tener en cuenta las asimetrías de las respuestas de los precios ante buenas y malas noticias. Se trata de nuevas posibilidades de investigación dentro de una línea que como argumentábamos anteriormente tiene grandes perspectivas de futuro.

Apéndice 1

Cálculo de la función de valoración del modelo de Ohlson (1995) cuando se incluye una constante en las ecuaciones del LIM

Mediante la inclusión de una constante como aproximación del efecto de variables omitidas, la

dinámica de la información queda:
$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}v_{1t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned}$$

Si llamamos: $y_t = \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_{1t} \end{pmatrix}$; $H = \begin{pmatrix} \omega_{11} & 1 \\ 0 & \gamma_{11} \end{pmatrix}$; $C = \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \gamma_{10} \end{pmatrix}$

$$E_t [y_{t+1}] = Hy_t + C;$$

Se cumple: $E_t [y_{t+2}] = HE_t [y_{t+1}] + C = H^2 y_t + HC + C;$

⋮

$$E_t [y_{t+\tau}] = H^\tau y_t + (H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \dots + H + I)C$$

Realizando los cálculos de esta última expresión obtenemos que:

$$\begin{aligned} H^\tau y_t &= \begin{pmatrix} \omega_{11}^\tau & \sum_{j=1}^{\tau} \gamma_{11}^{j-1} \omega_{11}^{\tau-j} \\ 0 & \gamma_{11}^\tau \end{pmatrix} y_t = \begin{pmatrix} \omega_{11}^\tau & \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_{11}^\tau}{\omega_{11} - \gamma_{11}} \\ 0 & \gamma_{11}^\tau \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_{1t} \end{pmatrix}; \\ (H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \dots + H + I)C &= \begin{pmatrix} \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} & \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_{11}} \left(\frac{\omega_{11} - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_{11} - \gamma_{11}^\tau}{1 - \gamma_{11}} \right) \\ 0 & \frac{1 - \gamma_{11}^\tau}{1 - \gamma_{11}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \gamma_{10} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Una vez calculadas estas matrices obtenemos la expresión:

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = (1 \ 0) E_t [y_{t+\tau}] = \omega_{11}^\tau x_t^a + \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_{11}^\tau}{\omega_{11} - \gamma_{11}} v_{1t} + \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} \omega_{10} + \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_{11}} \left(\frac{\omega_{11} - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_{11} - \gamma_{11}^\tau}{1 - \gamma_{11}} \right) \gamma_{10}$$

Aplicando ahora el RIV, obtendríamos la función de valoración:

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t [x_{t+\tau}^a]}{(1+r)^\tau} = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 v_{1t} + \alpha_0 \omega_{10} + \beta_0 \gamma_{10}; \quad \text{donde:} \quad (26)$$

$$\alpha_1 = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\omega_{11}^\tau}{(1+r)^\tau} = \frac{\omega_{11}}{1+r - \omega_{11}}; \quad \beta_1 = \frac{1}{(\omega_{11} - \gamma_{11})} \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_{11}^\tau}{(1+r)^\tau} = \frac{(1+r)}{(1+r - \omega_{11})(1+r - \gamma_{11})};$$

$$\alpha_0 = \frac{1}{1 - \omega_{11}} \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{(1+r)^\tau} = \frac{(1+r)}{r(1+r - \omega_{11})};$$

$$\beta_0 = \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_{11}} \left(\frac{1}{1 - \omega_{11}} \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\omega_{11} - \omega_{11}^\tau}{(1+r)^\tau} - \frac{1}{1 - \gamma_{11}} \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\gamma_{11} - \gamma_{11}^\tau}{(1+r)^\tau} \right) = \frac{(1+r)}{r(1+r - \omega_{11})(1+r - \gamma_{11})}$$

En el modelo M6 la variable “otra información” se mide a partir de la expresión (6):

$$v_{1t} = E_t \left[x_{t+1}^a \right] - \omega_{10} - \omega_{11} x_t^a = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11} x_t^a = f_t^{t+1} - r b v_t - \omega_{10} - \omega_{11} x_t^a$$

Introduciendo esta expresión en la expresión (26) se obtiene el modelo M6:

$$V_t = b v_t + \frac{-\omega_{11} \gamma_1 \cdot x_t^a}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r) f_t^{a,t+1}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)(1-\gamma_1) \omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r) \gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$$

Los modelos M1, M2, M4 y M5 pueden obtenerse fácilmente a partir de esta función M6, restringiendo los parámetros de persistencia ω_{11} y γ_1 a sus valores extremos, e ignorando las constantes, pues estos modelos no necesitan regresiones para estimar las persistencias. Estos modelos han sido aplicados empíricamente en Dechow *et al.* (1999). El modelo M3, que incluye el ajuste por inclusión de constante, es el modelo V_{L2} del trabajo de Ota (2002). Haciendo $v_{1t}=\gamma_{10}=\gamma_1=0$ queda:

$$V_t = b v_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_0 \omega_{10}; \text{ donde } \alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}; \quad \alpha_0 = \frac{(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})};$$

Apéndice 2

Cálculo de la función de valoración del modelo de Feltham y Ohlson (1995) en el que se incluyen constantes en las ecuaciones del LIM

El LIM del caso general M8 permite obtener los modelos basados en Feltham y Ohlson (1995):

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} b v_t + v_{1t} + \mathcal{E}_{1t+1} \\ b v_{t+1} &= \omega_{20} + \omega_{22} b v_t + v_{2t} + \mathcal{E}_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} + \mathcal{E}_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t} + \mathcal{E}_{4t+1} \end{aligned}$$

Siguiendo el procedimiento empleado por Feltham y Ohlson (1995) partimos del RIV. A la diferencia entre el valor y el patrimonio contable le llamamos fondo de comercio no registrado, g_t :

$$V_t - b v_t = g_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t \left[x_{t+\tau}^a \right]}{(1+r)^\tau}. \text{ Si llamamos } E_t \left[g_{t+1} \right] = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t \left[x_{t+\tau+1}^a \right]}{(1+r)^\tau}, \text{ multiplicando ambos lados del}$$

$$\text{RIV por } (1+r) \text{ nos lleva directamente a la siguiente expresión: } (1+r) g_t = E_t \left[g_{t+1} + x_{t+1}^a \right] \quad (27)$$

Si esta ecuación tiene una solución lineal del tipo:

$$g_t = \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 b v_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20}$$

Entonces sustituyendo esta solución lineal en la expresión $(1+r) g_t = E_t \left[g_{t+1} + x_{t+1}^a \right]$, implica que la siguiente expresión debe cumplirse con probabilidad uno:

$$\begin{aligned} (1+r) (\alpha_1 x_t^a + \alpha_2 b v_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20}) = \\ = E_t \left[\alpha_1 x_{t+1}^a + \alpha_2 b v_{t+1} + \beta_1 v_{1t+1} + \beta_2 v_{2t+1} + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20} + x_{t+1}^a \right] \end{aligned}$$

Sustituyendo $E_t \left[x_{t+1}^a \right]$, $E_t \left[b v_{t+1} \right]$, $E_t \left[v_{1t+1} \right]$, y $E_t \left[v_{2t+1} \right]$ por sus expresiones basadas en el LIM:

$$\begin{aligned} (1+r) (\alpha_1 x_t^a + \alpha_2 b v_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20}) = (\alpha_1 + 1) (\omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} b v_t + v_{1t}) + \\ + \alpha_2 (\omega_{20} + \omega_{22} b v_t + v_{2t}) + \beta_1 (\gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t}) + \beta_2 (\gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t}) + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20} \end{aligned}$$

Como esta expresión debe cumplirse para todos los valores de x_t^a , bv_t , v_{1t} , v_{2t} , ω_{10} , ω_{20} , γ_{10} , γ_{20} :

$$\begin{aligned}(1+r)\alpha_1 &= (\alpha_1 + 1)\omega_{11} & (1+r)\delta_1 &= (\alpha_1 + 1) + \delta_1 \\ (1+r)\alpha_2 &= (\alpha_1 + 1)\omega_{12} + \alpha_2\omega_{22} & (1+r)\delta_2 &= \alpha_2 + \delta_2 \\ (1+r)\beta_1 &= (\alpha_1 + 1) + \beta_1\gamma_1 & (1+r)\delta_3 &= \beta_1 + \delta_3 \\ (1+r)\beta_2 &= \alpha_2 + \beta_2\gamma_2 & (1+r)\delta_4 &= \beta_2 + \delta_4\end{aligned}$$

donde la solución de este sistema nos permite hallar los coeficientes de la función de valoración:

$$\begin{aligned}g_t &= \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20} & (28) \\ \alpha_1 &= \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}, \alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}, \beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}, \\ \beta_2 &= \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}, \delta_1 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})}, \delta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}; \\ \delta_3 &= \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}, \delta_4 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)},\end{aligned}$$

sustituyendo las variables de la “otra información” por sus expresiones (10) y (11):

$$v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t; v_{2t} = E_t[bv_{t+1}] - \omega_{20} - \omega_{22}bv_t$$

queda:

$$g_t = (\alpha_1 - \omega_{11}\beta_1)x_t^a + (\alpha_2 - \omega_{12}\beta_1 - \omega_{22}\beta_2)bv_t + \beta_1 f_t^{a,t+1} + \beta_2 E_t[bv_{t+1}] + (\delta_1 - \beta_1)\omega_{10} + (\delta_2 - \beta_2)\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20}$$

donde, operando obtenemos los coeficientes de valoración del **modelo M8**:

$$\begin{aligned}(\alpha_1 - \omega_{11}\beta_1) &= \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \alpha_2 - \omega_{12}\beta_1 - \omega_{22}\beta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}[\omega_{22}(\gamma_1 - \gamma_2) + \gamma_1(1+r-\gamma_2)]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)(1+r-\gamma_2)}; \\ \beta_1 &= \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \beta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}; \\ \delta_1 - \beta_1 &= \frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \delta_2 - \beta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}(1-\gamma_2)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}; \\ \delta_3 &= \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}, \delta_4 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}\end{aligned}$$

En el **Modelo M7** se considera la primera de las variables representativas de la “otra información”.

Haciendo $v_{2t} = \gamma_{20} = \gamma_2 = 0$ en la función (28) y sustituyendo v_{1t} por su expresión (10), queda:

$$g_t = (\alpha_1 - \omega_{11}\beta_1)x_t^a + (\alpha_2 - \omega_{22}\beta_1)bv_t + \beta_1 f_t^{a,t+1} + (\delta_1 - \beta_1)\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_1, \text{ donde:}$$

$$\begin{aligned}(\alpha_1 - \omega_{11}\beta_1) &= \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \alpha_2 - \omega_{22}\beta_1 = \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22} - \gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} \\ \beta_1 &= \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}, (\delta_1 - \beta_1) = \frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}, \\ \delta_2 &= \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}, \delta_3 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}\end{aligned}$$



REFERENCIAS

- Abad C., J. Laffarga, M. Larran, J. Piñero y N. Garrod, 2000. An evaluation of the value-relevance of consolidated versus unconsolidated accounting information: evidence from quoted Spanish firms. *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 11, n° 3: 156-177.
- Ahmed, A. S., R. M. Morton, y T. F. Schaefer, 2000. Accounting Conservatism and the Valuation of Accounting Numbers: Evidence on the Feltham-Ohlson (1996) model. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, n° 3, Summer (Conference Issue), 271-300.
- Ball, R. y P. Brown, 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 16, 159-178.
- Barth, M. E., W.H. Beaver y W.R. Landsman, 2001. The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view, *Journal of Accounting and Economics* 31, 77-104.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, J. R. M. Hand, y W. R. Landsman, 1999. Accruals, Cash Flow, and Equity Values, *Review of Accounting Studies*, Vol. 4, n° 3/4, December, 205-229.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, J. R.M. Hand, y W. R. Landsman, 2002. Constraints on Accruals Components of Earnings in Equity Valuation. Working paper. Stanford University. University of North Carolina.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, y W.R. Landsman, 1998. Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health, *Journal of Accounting and Economics* 25, 1-34.
- Bartholdy, J., y P. Peare, 2001. The Relative Efficiency of Beta Estimates. Working Paper, Aarhus School of Business.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24, 3-37.
- Bauman, M. P., 1996. A Review of Fundamental Analysis Research in Accounting. *Journal of Accounting Literature*, Vol. 15, 1-33.
- Bauman, M. P., 1999. An Empirical Investigation of Conservatism in Book Value Measurement, *Managerial Finance* 25, n° 12, 42-54.
- Beaver, W. H., R. Lambert, y D. Morse, 1980. The information Content of Security Prices, *Journal of Accounting and Economics* 2, 3-28.
- Beaver, W. H., 1999. Comments on 'An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model'. *Journal of Accounting and Economics*, 26, 35-42.
- Beaver, W. H., 2002. Perspectives on Recent Capital Marker Research. *Accounting Horizons*, Vol 77 n°2, 453-474.
- Brailsford, T. J. y R. W. Faff, 1996. An evaluation of volatility forecasting techniques. *Journal of Banking & Finance* 20, 419-438.
- Burgstahler, D. C. y I. D. Dichev, 1997. Earnings, Adaptation and Equity Value. *The Accounting Review*, Vol. 72, N° 2, April, 187-215.
- Callen, J. L. y M. Morel, 2001. Linear Accounting Valuation When Abnormal Earnings Are AR(2). *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, 191-203.
- Carhart, M., 1997. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, LII, 1, 57-82.

-
- Chang, J. J., T. Khanna, y K. Palepu, 2000. Analyst Activity Around the World. Harvard Business School. Strategy Working Paper Series N° 01-061.
 - Choi, Y., J. O'Hanlon, y P.F. Pope, 2004. Conservative Accounting and Linear Information Models. Lancaster University Management School. Working Paper 2004/15.
 - Claus, J., y J. K. Thomas, 2001. Equity Premia as Low as Three Percent? Empirical Evidence From Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *Journal of Finance*, Vol. 56, n° 5, 1629-1666.
 - Courteau, L., J. Kao, y G. D. Richardson, 2001. Equity Valuation Employing the Ideal versus Ad Hoc Terminal Value Expressions. *Contemporary Accounting Research* Vol. 18 n° 4, 625-661.
 - Dechow, P. M., A. P. Hutton, y R. G. Sloan, 1999. An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 26, 1-34.
 - Easton, P. D. y G. Sommers, 2003. Scale and Scale Effects in Market-Based Accounting Research. *Journal of Business Finance & Accounting* Vol. 30, n° 1 y 2, 25-56.
 - Easton, P. D., Taylor, G., P. K. Shroff, y T. Sougiannis 2002. Using Forecasts of Earnings to Simultaneously Estimate Growth and the Rate of Return of Equity Investment. *Journal of Accounting Research*, vol. 40, n° 3, 657-676.
 - Edwards, E.O., y P.W. Bell, 1961. *The Theory and Measurement of Business Income*, University of California Press, Berkeley.
 - Fama, E. F., K. R. French, 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 47, N° 2, June, 427-465.
 - Fama, E. y K. French, 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
 - Fama, E. y K. French, 1996. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, Vol. LI, n° 1, 55-84.
 - Feltham, G. A. y J. A. Ohlson, 1995. Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, n° 2, Spring, 689-731.
 - García-Ayuso, M., J. Monterrey y C., Pineda, 1999. Una evaluación empírica de los resultados anormales, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol 98, 179-200.
 - Gebhardt, W. R., C. M.C. Lee, y B. Swaminathan, 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, n° 1, 135-176.
 - Giner, B. y R. Iñiguez, 2006. La capacidad de los modelos Feltham-Ohlson para predecir el resultado anormal: una aplicación empírica, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, pendiente de publicación.
 - Giner, B., y C. Reverte, 1999. The Value Relevance of Earnings Disaggregation Provided in the Spanish Profit and Loss Account, *The European Accounting Review*, vol. 8 (4), 609-629.
 - Giner, B., y C. Reverte, 2001. Valuation implications of capital structure: a contextual approach, *The European Accounting Review*, Vol. 10 (2), 291-314.
 - Gómez, J. C. y J. Marhuenda, 1998. La Anomalía del Tamaño en el Mercado de Capitales Español, *Revista Española de Contabilidad y Financiación*, vol. 27, n° 93, 1033-1059.
 - Hand, J. R.M. y W. R. Landsman, 1999. The Pricing of Dividends in Equity Valuation. Working Paper, University of North Carolina at Chapel Hill.
 - Holthausen, R. W. y R.L. Watts. 2001. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting, *Journal of Accounting and Economics* 31, 3-75.
 - Jegadeesh, N., y S. Titman, 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, Vol. XLVIII, 65-91.



- Kaplan, S. N., y S. Ruback, 1995. The Valuation of Cash Flow Forecast: An Empirical Analysis, *The Journal of Finance*, Septiembre, 1059-1093.
- Kothari, S. P., 1992. Price-Earnings Regressions in the Presence of Prices Leading Earnings: Earnings Level Versus Earnings Change Specifications and Alternative Deflators?, *Journal of Accounting and Economics*, Volume 15, 173-202.
- Kothari, S.P., 2001. Capital Market Research in Accounting, *Journal of Accounting and Economics*, Volume 31, 105-231.
- Kothari, S. P., y J. Zimmerman, 1995. Price and Return Models, *Journal of Accounting and Economics*, Volume 20, 55-192.
- Lee , C. M. C., 1999. Accounting-based valuation: Impact on business practices and research. *Accounting Horizons*, Vol. 13, n° 4, December, 413-425.
- Lo, K., y T. Lys, 2000. The Ohlson Model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, n° 3, 337-370.
- López, G., y J. Marhuenda, 2003. ¿Determina el Diferencial de Información la Valoración de Activos?: Una Aproximación al Mercado de Capitales Español. Working paper. Universidad Alicante.
- Lyon, J. D., B. M. Barber, y C. Tsai, 1999. Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns. *The Journal of Finance*, Vol. LIV, n° 1, 165-201.
- Marín, J. M. y G. Rubio, 2001. *Economía Financiera*. Antoni Bosch, editor S.A. Barcelona.
- McCrae, M., y H. Nilsson, 2001. The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson (1995) Valuation Models, *The European Accounting Review*, Vol. 10, n° 2, 315-341.
- Morel, M., 1999. Multi-Lagged Specification of the Ohlson Model. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 14, Vol. 2, Spring, pp.147-161.
- Myers, J. N., 1999. Implementing Residual Income Valuation With Linear Information Dynamics, *The Accounting Review*, Vol 74. N° 1, 1-28.
- Ohlson, J. A., 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation, *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, n° 2, 661-687.
- Ohlson, J. A., 1998. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective. Working Paper, Columbia University.
- Ohlson, J. A., 2000. Residual Income Valuation: The Problems. Working Paper, New York University.
- Ohlson, J. A., 2001. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An empirical perspective, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, n° 1, 107-120.
- Ota, K., 2002. A test of the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan, *The International Journal of Accounting*, Vol. 37, n° 2, 157-182.
- Penman, S. H., y T. Sougiannis, 1998. A Comparison of Dividend, Cash Flow and Earnings Approaches to Equity Valuation, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, n° 3, 343-383.
- Preinrich, G.A.D., 1938. Annual survey of economic theory: The theory of depreciation, *Econometrica*, 6, January, 219-241.
- Sougiannis, T., y T. Yaekura, 2001. The Accuracy and Bias of Equity Values Inferred from Analysts' Earnings Forecasts, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 16, 331-362.
- Stober, T. L., 1996. Do Prices Behave As If Accounting Book Values Are Conservative? Cross Sectional Tests of the Feltham-Ohlson (1995) Valuation Model. Working Paper, University of Notre Dame.