

# La capacidad de los modelos Feltham-Ohlson para predecir el resultado anormal: una aplicación empírica

*The predictive ability of the Feltham-Ohlson models for future earnings: An empirical analysis*

**Begoña Giner Inchausti.** Universidad de Valencia

**Raúl Íñiguez Sánchez.** Universitat de Alicante

**RESUMEN** En este trabajo se contrasta empíricamente la validez de los modelos teóricos de valoración de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], a través de distintas aplicaciones con diversos grados de complejidad. Las más sencillas consideran únicamente las variables contables fundamentales: neto y resultados, mientras que las más complejas incorporan variables adicionales para captar la llamada «otra información». La muestra objeto de análisis incluye empresas no financieras cotizadas en la Bolsa de Madrid en el periodo 1991-1999. Los resultados se muestran favorables a Ohlson [1995] ya que los contrastes empíricos son consistentes con los supuestos teóricos del modelo y conllevan menores errores en la predicción de los resultados anormales. Al incorporar la variable «otra información» a través de las predicciones de los analistas se aventaja a los modelos tradicionalmente utilizados en la literatura previa. También se supera a los basados en Feltham y Ohlson [1995], ya que en éstos, la inclusión del parámetro de conservadurismo es conflictiva, pues no parece recoger apropiadamente todos los efectos del conservadurismo contable.

**PALABRAS CLAVE** Resultado anormal; Ohlson [1995]; Feltham y Ohlson [1995]; Predicción de resultados; Predicción de analistas.

**ABSTRACT** This paper empirically analyses the adequacy of the valuation framework developed by Ohlson [1995] and Feltham and Ohlson [1995], using specifications with different degrees of complexity. The less sophisticated ones only include the fundamental accounting variables: book value and earnings, while the more complex ones also include additional variables in order to take into account «other information». The sample contains non-financial companies listed in the Madrid Stock Exchange and refers to the period 1991-1999. Our results suggest that Ohlson [1995] advantages the other models, as long as the values obtained in the empirical tests are consistent with its theoretical assumptions and implies lower abnormal earnings prediction errors. When the «other information» variable measured using the analysts' forecasts is included in the models, the results are better than those obtained with models traditionally used in the previous literature. As for those based on Feltham and Ohlson [1995], the conservatism parameter that characterises them produces conflictive results as long as is not able to capture all the effects of accounting conservatism.

**KEY WORDS** Abnormal earnings; Ohlson [1995]; Feltham and Ohlson [1995]; Earnings forecasts; Analysts forecasts.

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

## 1. INTRODUCCIÓN

En la última década las aportaciones teóricas de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] (en adelante, modelos OFO) han supuesto un gran avance en la literatura contable, y en ellos la noción de resultado anormal juega un papel clave. En nuestra opinión, la mayor aportación de estos modelos ha sido proporcionar una estructura teórica formal de valoración de acciones basada en dos variables contables fundamentales: el resultado y el patrimonio contable. Esto se consigue a través del establecimiento de un modelo lineal que proyecta la información contable actual hacia el futuro (*Linear Information Model*, en adelante, LIM). En esta estructura se contempla la inclusión de cualquier «otra información» que pueda ser útil para la predicción de esta información contable lo que proporciona libertad a los investigadores a la hora de llevar a cabo la tarea de predicción y valoración.

La literatura empírica basada en los modelos OFO ha obtenido una evidencia favorable en el contraste del LIM de Ohlson [1995], al alcanzar los parámetros los valores previstos teóricamente. En lo referente al LIM de Feltham y Ohlson [1995] la evidencia es contraria a la teoría, pues el parámetro de conservadurismo presenta valores negativos, lo que sugeriría que la contabilidad es agresiva. Sin embargo, las investigaciones publicadas no han tenido en cuenta todas las posibles implicaciones de estos modelos, y generalmente no incluyen las variables relativas a la «otra información». De hecho no tenemos constancia de que la «otra información» útil para predecir el patrimonio contable contemplada por Feltham y Ohlson [1995], haya sido considerada en estudios empíricos previos. Por otra parte las investigaciones realizadas hasta la fecha se han limitado prácticamente al mercado estadounidense, lo que sugiere la conveniencia de analizar la adecuación de dichos modelos en otros entornos.

El objetivo fundamental del trabajo es contrastar la validez de los modelos OFO para la predicción de resultados tomando como referencia los títulos cotizados en la Bolsa de Madrid. Consideramos que es un tema de máximo interés tanto en el terreno académico como en el profesional, no en vano los analistas financieros que siguen a las empresas tratan de orientar a los inversores realizando continuas recomendaciones de compras o ventas basadas en la información existente y en las predicciones de resultados que ellos mismos realizan. Para ello, en este trabajo se plantean diversas hipótesis que analizan si el LIM de los modelos OFO se comporta empíricamente conforme a lo previsto desde una perspectiva puramente teórica. Así mismo, las predicciones de resultados anormales se acometen a través de una serie de modelos de expectativas basados en OFO que captan distintas características empresariales. Es importante destacar que a diferencia del resto de trabajos incluimos dos variables «otra información», una que toma en consideración las predicciones de resultados de los analistas y otra que además contempla el crecimiento de la economía. Nuestros resultados son consistentes con la literatura previa internacional, ya que evidencian la superioridad de los modelos basados en Ohlson [1995]. En concreto, los que tienen en cuenta las predicciones de los analistas como subrogados de la «otra información» son los que mejor comportamiento presentan.

El trabajo se estructura en seis apartados. A continuación, tras una breve exposición de los fundamentos teóricos de los modelos OFO, se plantean las funciones de expectativas de los modelos concretos propuestos en este trabajo. En tercer lugar, nos referimos a la metodología utilizada para el estudio empírico. Posteriormente, hacemos referencia a las variables

empleadas y la selección de la muestra. En el punto quinto presentamos los resultados obtenidos en el estudio empírico, y por último finalizamos con las principales conclusiones que pueden extraerse del mismo.

## 2. FUNDAMENTOS TEÓRICOS: PREDICCIÓN DEL RESULTADO ANORMAL

El origen de los modelos OFO se halla en el modelo de valoración basado en el descuento de dividendos, generalmente atribuido a Williams [1938]. Para establecer el modelo en términos de datos contables se utiliza la relación del excedente limpio o relación clean surplus, según la cual todos los cambios en el patrimonio contable no derivados de intercambios con los accionistas pasan por la cuenta de resultados, o lo que es lo mismo el patrimonio contable sólo varía de un periodo a otro en la parte de resultados no distribuido como dividendos<sup>(1)</sup>. Si además el resultado anormal se define como el exceso del resultado contable del periodo sobre la renta que obtendría el neto patrimonial tomando como referencia el coste de capital propio o rentabilidad normal del mercado, se obtiene el modelo de valoración del resultado anormal o residual (*Residual Income Valuation Model*, RIV en adelante), en el que el valor de la empresa es igual al patrimonio contable más el valor actualizado de las expectativas de resultados anormales futuros:

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

donde:

$V_t$ : valor de mercado de las acciones de la empresa en el momento  $t$ ;

$bv_t$ : valor contable o patrimonio contable en el momento  $t$ ;

$r_t$ : coste de capital propio en el momento  $t$ , y

$x_t^a$ : resultado anormal del periodo  $(t-1, t)$ , definido como  $x_t^a = x_t - r \cdot bv_{t-1}$ .

Sin embargo, las expectativas no son observables y los modelos OFO solventan este inconveniente mediante la dinámica lineal de la información (LIM), que permite obtener una función de valoración cerrada al vincular los resultados anormales futuros con variables contables ya realizadas. Dada la importancia de esta hipótesis en este trabajo, a continuación nos centramos en ella.

### 2.1. MODELO DE OHLSON [1995]

En Ohlson [1995], el supuesto del LIM impone el siguiente sistema de ecuaciones lineales que expresa la evolución temporal del resultado anormal y de cualquier otra «otra información»:

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

donde:

$v_{1t}$ : variable «otra información» en el momento  $t$ ;

$\omega_{1t}$ : factor de persistencia del resultado anormal,  $0 < \omega_{1t} < 1$ ;

(1) Los dividendos se consideran en un sentido amplio, esto es, el saldo neto de aportaciones y retribuciones a los accionistas.

$\gamma_1$ : factor de persistencia de la «otra información»,  $0 < \gamma_1 < 1$ , y  $\varepsilon_{1t+\tau}$  y  $\varepsilon_{2t+\tau}$ ,  $\tau \geq 1$ , son términos de error impredecibles de media cero.

El LIM describe la habilidad de la empresa para generar beneficios por encima de su resultado considerado normal. Cuando  $\omega_{11} = 0$ , el resultado anormal es transitorio; mientras que si  $\omega_{11} = 1$  persiste de manera indefinida. Cuando  $0 < \omega_{11} < 1$ , la rentabilidad sobre el patrimonio contable (*Return On Equity* – ROE) cambia en el tiempo hacia el coste de capital propio de la empresa,  $r$ . Este último razonamiento es consistente con la teoría económica, ya que a largo plazo en una economía competitiva el exceso de rentabilidad debe desaparecer. En efecto la existencia de oportunidades de inversión con valor actualizado neto positivo atraería inmediatamente a otras empresas, lo que acabaría eliminando la ventaja diferencial de la empresa.

Combinando el RIV (1) con el sistema de ecuaciones (2) se obtiene la función de valoración de Ohlson [1995] en la que el valor de mercado de las acciones es igual al patrimonio contable ajustado por la rentabilidad actual, medida a través del resultado anormal y «otra información» que modifica la predicción de la rentabilidad futura:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_{1t}, \text{ siendo: } \alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1 + r - \omega_{11}}; \quad \alpha_2 = \frac{1 + r}{(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \gamma_1)} \quad [3]$$

Según los valores de los distintos parámetros del LIM y según consideremos o no la «otra información» resultan aplicaciones totalmente distintas en su formulación analítica y en su significado económico. A continuación se exponen los seis casos específicos que se contrastan en este trabajo (demostraciones en el Apéndice I).

#### A) *Se ignora la «otra información»*

##### Modelo 1 ( $\omega_{11} = 0$ )

En este modelo al ser los resultados anormales transitorios y no ser tenidos en cuenta por los inversores, el peso valorativo se circunscribe al patrimonio contable. Este planteamiento es consistente con Burgsthaler y Dichev [1997] y Barth *et al.* [1998], que muestran que el valor de una empresa con resultados negativos y dificultades financieras debe ser aproximadamente igual a su patrimonio contable, que es su valor bajo la opción de liquidación o abandono.

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = 0; \quad \tau \geq 1 \text{ (que lleva implícito: } V_t = bv_t) \quad [M1]$$

##### Modelo 2 ( $\omega_{11} = 1$ )

Este es un modelo de beneficios, basado en el supuesto de que el resultado anormal persiste indefinidamente. Este planteamiento es consistente con los modelos de capitalización de beneficios ampliamente utilizados en la literatura contable [Kothari, 1992 y Kothari y Zimmerman, 1995].

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = x_t^a; \quad \tau \geq 1 \text{ (que lleva implícito } V_t = bv_t + \frac{x_t^a}{r}) \quad [M2]$$

Modelo 3 ( $0 < \omega_{11} < 1$ )

Se trata de un caso intermedio de los dos anteriores y, por tanto, más próximo a la realidad empresarial. Para ser aplicado es necesario estimar el valor de la persistencia del resultado anormal ( $\omega_{11}$ ), lo que se realiza mediante la serie histórica de resultados anormales. Para reducir los problemas de omitir en las regresiones la variable «otra información», se puede modificar el LIM incluyendo una constante que recoja el efecto medio de cualquier variable omitida en el modelo; así, estimamos la persistencia del siguiente modo:  $x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$ . Esto exige calcular la función de expectativas ajustando por la inclusión de la constante, obteniéndose<sup>(2)</sup>:

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = \omega_{11}^\tau x_t^a + \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} \omega_{10} \tag{M3}$$

B) *Se incorpora la «otra información»*

La primera variable sobre la «otra información» aparece en los modelos OFO para contemplar aquellos acontecimientos relevantes para la valoración de una empresa que aún no han tenido impacto en el resultado anormal aunque sí han sido considerados por el mercado, lo que se debe a la preeminencia del principio de prudencia. Ohlson [2001] sugiere utilizar la predicción de los analistas en el momento  $t$  del resultado contable a un año,  $f_t^{t+1}$ , la cual debe recoger toda la información disponible. Por tanto,  $E_t [x_{t+1}^a] = f_t^{t+1}$ , 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 (2), y despejando la «otra información», tenemos:

$$v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{t+1} - r \cdot bv_t - \omega_{11}x_t^a \tag{4}$$

Puesto que esta «otra información» depende de la persistencia del resultado anormal ( $\omega_{11}$ ), tomando los valores extremos o intermedios del LIM obtenemos diversas especificaciones.

Modelo 4 ( $\omega_{11} = 0, \gamma_1 = 0$ )

El efecto de la «otra información» y de los resultados anormales es transitorio, de forma que las predicciones de los analistas sólo sirven de base para la estimación del resultado anormal a un año, posteriormente dada la transitoriedad son cero:

$$E_t [x_{t+1}^a] = f_t^{a,t+1} = f_t^{t+1} - rbv_t; \quad E_t [x_{t+\tau}^a] = 0; \quad \tau > 1 \tag{M4}$$

Modelo 5 ( $\omega_{11} = 1, \gamma_1 = 0$ ) o ( $\omega_{11} = 0, \gamma_1 = 1$ )

La percepción de una persistencia indefinida cobra vital importancia en las predicciones, obteniéndose la siguiente función en ambos casos:

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = f_t^{a,t+1} = f_t^{t+1} - rbv_t; \quad \tau \geq 1 \tag{M5}$$

(2) Myers [1999] y Choi *et al.* [2001] documentan el sesgo que se puede producir si no se tiene en cuenta esta constante en las funciones de expectativas y de valoración.

Resultando el clásico modelo en el que la predicción del resultado anormal por parte de los analistas sigue un recorrido aleatorio, obteniéndose el valor de las acciones a través de la capitalización de dicha predicción (véase por ejemplo Frankel y Lee [1998, 1999]).

Modelo 6 ( $0 < \omega_{11} < 1, 0 < \gamma_1 < 1$ )

Este modelo tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995], ya que las tres variables (patrimonio contable, resultado anormal y «otra información») contienen información relevante. Para utilizar empíricamente este modelo es necesario estimar los factores de persistencia  $\omega_{11}$  y  $\gamma_1$ , lo que realizamos incluyendo constantes en las regresiones con datos históricos. Siguiendo la metodología antes expuesta para la medición de la variable «otra información» se obtiene:

$$v_{1t} = E_t [x_{t+r}^a] - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a \tag{5}$$

Como resultado se obtiene la siguiente función de expectativas: [M6]

$$E_t [x_{t+r}^a] = - \frac{\omega_{11}\gamma_1 (\omega_{11}^{\tau-1} - \gamma_1^{\tau-1})}{\omega_{11} - \gamma_1} x_t^a + \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_1^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} f_t^{a,t+1} + \left( \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_1^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} \right) \omega_{10} + \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_1} \left( \frac{\omega_{11} \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_1 - \gamma_1^\tau}{1 - \gamma_1} \right) \gamma_{10}$$

En estos tres modelos el resultado anormal esperado para el siguiente periodo siempre está basado en la predicción de los analistas; tomando  $\tau = 1$  se cumple que:  $E_t [x_{t+1}^a] = f_t^{a,t+1}$ , independientemente de las persistencias utilizadas. Ahora bien a partir del periodo  $t + 2$  sí que predicen de distinta forma, en función de los parámetros estimados, la constante y las variables contables observadas.

**2.2. MODELO DE FELTHAM Y OHLSON [1995]**

Ohlson [1995] considera que la contabilidad es insesgada, de forma que la evolución de los resultados anormales futuros no resulta afectada por el sesgo que produce una contabilidad conservadora (agresiva), que conllevaría un patrimonio contable infravalorado (sobrevvalorado). Sin embargo, los sistemas contables en vigor no funcionan de este modo. Conscientes de esta limitación, Feltham y Ohlson [1995] modifican el LIM, a fin de contemplar la existencia de activos operativos netos valorados siguiendo principios conservadores. 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 son operativos, el LIM de Feltham y Ohlson [1995] queda:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + & v_{1t} + & \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{22}bv_t + & v_{2t} + & \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= & \gamma_1 v_{1t} + & \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= & \gamma_2 v_{2t} + & \varepsilon_{4t+1} \end{aligned} \tag{6}$$

donde:

$v_{1t}$  y  $v_{2t}$ : variables de la «otra información» en el momento  $t$ .

$\omega_{11}$ : parámetro de persistencia del resultado anormal ( $0 \leq \omega_{11} \leq 1$ ).

$\omega_{12}$ : parámetro de conservadurismo ( $\omega_{12} \geq 0$ ).

$\omega_{22}$ : parámetro de crecimiento del patrimonio contable ( $1 \leq \omega_{22} < 1 + r$ ).

$\gamma_1, \gamma_2$ : parámetro de persistencia de  $v_{1t}$  y  $v_{2t}$  respectivamente,  $0 \leq \gamma_1, \gamma_2 \leq 1$ .

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$ : términos de error impredecibles de media cero.

Combinando el LIM con el RIV se obtiene la siguiente función de valoración:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}, \tag{7}$$

donde

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}; \alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}; \beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \beta_2 = \\ &= \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} \end{aligned}$$

Como consecuencia del principio de prudencia, el LIM sugiere que la ROE tiende a un nivel superior al coste de capital, lo que indica que sería posible mantener resultados anormales positivos de forma permanente en una economía competitiva. Este hecho viene representado en el modelo mediante el coeficiente  $\omega_{12}$ , que debería ser positivo si la contabilidad fuera conservadora. Por ello en la función de valoración cuanto más conservador es el modelo contable más influencia tiene el patrimonio contable, (mientras que en el modelo Ohlson [1995] el coeficiente es 1 al suponer una contabilidad insesgada). A continuación exponemos las funciones de expectativas de los dos modelos que contemplamos, en el primero sólo se considera una variable «otra información» y en el segundo se incluyen las dos variables «otra información».

Modelo 7 ( $0 < \omega_{11} < 1, \omega_{12} > 0, 1 < \omega_{22} < 1 + r, 0 < \gamma_1 < 1$ ), se incorpora sólo  $v_{1t}$

Medimos la primera variable «otra información» adaptando al modelo de Feltham y Ohlson [1995] el procedimiento antes expuesto. Así se obtiene:

$$v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t = f_t^{a,t+1} - rbvt - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t \tag{8}$$

La estimación de los parámetros se realiza incluyendo constantes en las regresiones. El LIM y la «otra información» da lugar a la siguiente función (véase Apéndice II):

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = \omega_{10} + \omega_{11}E_t [x_{t+\tau-1}^a] + \omega_{12}E_t [bv_{t+\tau-1}] + E_t [v_{1t+\tau-1}] \tag{M7}$$

donde:  $E_t [bv_{t+\tau}] = \omega_{20} + \omega_{22}E_t [bv_{t+\tau-1}]; E_t [v_{1t+\tau}] = \gamma_{10} + \gamma_1 E_t [v_{1t+\tau-1}]$

Modelo 8 ( $0 < \omega_{11} < 1, \omega_{12} > 0, 1 < \omega_{22} < 1 + r, 0 < \gamma_1 < 1, 0 < \gamma_2 < 1$ ), se incorporan  $v_{1t}$  y  $v_{2t}$

Este es el caso general de Feltham y Ohlson [1995]. La primera variable «otra información» se mide como en el modelo 7. Para la segunda variable «otra información», útil para la pre-

dicción del patrimonio contable, se toman esperanzas en la segunda ecuación del LIM, expresión [6], aunqu e incluyendo la constante, y al despejar  $v_{2t}$ , se obtiene:

$$v_{2t} = E_t [bv_{t+1}] - \omega_{20} - \omega_{22}bv_t \quad [9]$$

En el apartado siguiente se expone cómo se determinan las expectativas de los valores del neto en el futuro. Por su parte en el Apéndice II se calcula la función de expectativas de este LIM, que es:

$$E_t [x_{t+\tau}^a] = \omega_{10} + \omega_{11}E_t [x_{t+\tau-1}^a] + \omega_{12}E_t [bv_{t+\tau-1}] + E_t [v_{1t+\tau-1}] \quad [M8]$$

donde:

$$\begin{aligned} E_t [bv_{t+\tau-1}] + E_t [v_{1t+\tau-1}] \\ E_t [v_{1t+\tau}] &= \gamma_{10} + \gamma_1 E_t [v_{1t+\tau-1}] \\ E_t [v_{2t+\tau}] &= \gamma_{20} + \gamma_2 E_t [v_{2t+\tau-1}] \end{aligned}$$

Son precisamente las especificaciones completas 6 y 8 las que centran nuestra atención en el análisis empírico, ya que captan toda la potencialidad de los modelos OFO. No obstante calculamos los resultados anormales con las ocho especificaciones expuestas, pues los casos particulares representan modelos comúnmente utilizados en la literatura previa. Ell nos servirá de referencia a la hora de analizar su utilidad relativa para la predicción de resultados.

### 3. METODOLOGÍA

El objetivo de este trabajo es contrastar la validez de los LIMs de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], lo que supone verificar si la estimación de los parámetros cae dentro de sus intervalos teóricos y analizar la capacidad predictiva del resultado anormal de los modelos antes indicados. Seguidamente nos referimos a estos aspectos.

#### 3.1. CONTRASTE DEL LIM

El estudio se refiere al periodo 1991-1999, y debido a la escasez de datos en serie temporal y en consistencia con otros trabajos realizados [Dechow *et al.*, 1999; McCrae y Nilsson, 2001, y Choi *et al.*, 2001] adoptamos una metodología de series temporales de secciones cruzadas. No obstante, las estimaciones de los parámetros son variables en el tiempo, puesto que conforme se va alargando el periodo muestral se va incorporando la información histórica de todos los periodos anteriores. A su vez, el cálculo de la «otra información» y de su persistencia requiere estimar previamente el parámetro de persistencia del resultado anormal, necesiándose dos periodos previos de estimación; así hasta 1993 no ha sido posible calcular las primeras predicciones. Por último, con objeto de reducir los inconvenientes del efecto escala<sup>(3)</sup>, se estiman las distintas ecuaciones deflactando todas las variables

(3) Este efecto se produce por la existencia de diferencias de escala o tamaño entre las distintas unidades económicas, esto es las empresas grandes (pequeñas) presentan valores grandes (pequeños) de la mayoría de las variables contables, y por ello los resultados de las regresiones pueden estar condicionados por las empresas de mayor tamaño, normalmente menos numerosas.



incluidas en las regresiones [véase Easton y Sommers, 2003]. El deflactor utilizado es el patrimonio contable a principios del periodo, pues establece el LIM en términos de rentabilidades contables, lo que tiene un significado económico preciso y evita que cambie la naturaleza y significado económico del LIM.

### 3.1.1. LIM de Ohlson [1995]

En primer lugar contrastamos si la especificación del LIM de Ohlson [1995] es adecuada desde un punto de vista empírico. El modelo 6 ajustado por la inclusión de constantes es el que capta todas las implicaciones de Ohlson [1995], y para la estimación en cada año de la persistencia del resultado anormal se utilizan exclusivamente datos históricos observados desde 1991 hasta cada año del periodo 1992-1999, mediante la regresión:

$$x_{j,t}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_{j,t-1}^a + e_{1j,t} \quad [10]$$

donde  $x_{j,t}^a$  es el resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ .

Tras estimar los parámetros de esta ecuación se calcula la «otra información» basada en la predicción de los analistas en el periodo 1992-1999:

$$v_{1j,t} = f_{j,t}^{a+1} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x_{j,t}^a \quad [11]$$

donde:  $\hat{\omega}_{10,t}$  y  $\hat{\omega}_{11,t}$  son la constante y la persistencia del resultado anormal, respectivamente, estimados mediante la regresión [10] con datos hasta el año  $t$ . Este cálculo de la «otra información» permite evaluar empíricamente su comportamiento histórico desde 1992 hasta cada año del periodo 1993-1999, a través de la regresión:  $v_{1t} = \gamma_{10} + \gamma_{11}v_{1t-1} + e_{3t}$  [12]

Si el LIM se comporta como sugiere Ohlson [1995], las hipótesis alternativas a contrastar son:

H1: *El parámetro de persistencia del resultado anormal [ $\omega_{11}$ ] está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1, es decir, el resultado anormal sigue un proceso de reverción a la media.*

H2: *El parámetro de persistencia de la «otra información» útil para la predicción del resultado anormal futuro [ $\gamma_{11}$ ] está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.*

Seguidamente se comprueba la validez de la estructura temporal de un retardo del resultado anormal impuesto en el LIM de Ohlson [1995]. En la literatura previa existe cierta evidencia sobre la conveniencia de añadir más retardos de las variables contables [Bar-Yosef *et al.*, 1996, y Morel, 1999]. A tal efecto se consideran hasta cuatro retardos temporales, estimando la regresión:

$$x_{j,t}^a = \beta_0 + \beta_1x_{j,t-1}^a + \beta_2x_{j,t-2}^a + \beta_3x_{j,t-3}^a + \beta_4x_{j,t-4}^a + e'_{t+1} \quad [13]$$

La hipótesis alternativa a contrastar es:

H3: *La inclusión de retardos superiores a uno del resultado anormal tiene un impacto significativo sobre el LIM.*

### 3.1.2. LIM de Feltham y Ohlson [1995]

El LIM de Feltham y Ohlson [1995] se contrasta para verificar si el modelo recoge adecuadamente la existencia de una contabilidad conservadora. El modelo 8 tiene en cuenta to-

das las implicaciones de Feltham y Ohlson [1995] y está ajustado por la inclusión de constantes en las regresiones. Los parámetros de la primera ecuación del LIM se estiman mediante la regresión:

$$x_{j,t}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_{j,t-1}^a + \omega_{12}bv_{j,t-1} + e'_{1j,t+1} \quad [14]$$

Esta estimación permite calcular la «otra información» basada en la predicción de los analistas a través de la adaptación de la expresión (8), 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, respectivamente, calculados en la regresión (14) con datos hasta el año  $t$ :

$$v_{1,j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t}bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x_{j,t}^a - \hat{\omega}_{12,t}bv_{j,t} \quad [15]$$

Tras calcular esta variable «otra información», se evalúa empíricamente su comportamiento mediante la regresión basada en la tercera ecuación del LIM:

$$v_{1,j,t} = \gamma_{10} + \gamma_{11}v_{1,j,t-1} + e'_{3j,t} \quad [16]$$

Siguiendo los supuestos teóricos de Feltham y Ohlson [1995], las hipótesis alternativas que se contrastan son:

- H4: *La persistencia del resultado anormal [ $\omega_{11}$ ] está comprendida entre sus valores extremos de 0 y 1.*  
 H5: *El parámetro de conservadurismo [ $\omega_{12}$ ] es significativo y presenta un valor positivo.*  
 H6: *El parámetro de la persistencia de la «otra información» [ $\gamma_1$ ] útil para predecir el resultado anormal futuro está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.*

El LIM de Feltham y Ohlson [1995] contiene dos ecuaciones adicionales al de Ohlson [1995], una referida al crecimiento del patrimonio contable y otra referida a la segunda variable «otra información». Siguiendo el procedimiento propuesto, la estimación del parámetro de crecimiento se debería realizar a través de la regresión:  $bv_{j,t} = \omega_{20} + \omega_{22}bv_{j,t-1} + e_{2,j,t}$  donde cabe esperar que  $1 \leq \omega_{22} < (1 + r)$ , si se trata de una empresa en funcionamiento, pero con un crecimiento controlado.

Sin embargo esta estimación tiene inconvenientes si el patrimonio contable presenta un comportamiento creciente y la serie temporal no sigue un proceso estacionario, ya que daría lugar a un proceso autoregresivo de parámetro superior a uno. En los trabajos previos se han empleado diversas alternativas para la estimación de este crecimiento; Myers [1999]

utiliza la mediana del ratio  $\frac{bv_{t+1}}{bv_t}$  y Choi *et al.* [2001] toman diversos valores fijos (0%, 2%, 4% y 6%).

En esta investigación, teniendo en cuenta el significado económico del parámetro de crecimiento del patrimonio contable ( $\omega_{22}$ ), nos basamos en la sugerencia de Ohlson [1998, nota final 9]<sup>(4)</sup>: utilizar la tasa de crecimiento a largo plazo de la economía. Ya que el parámetro  $\omega_{22}$  debe informar del crecimiento sostenido de todas las empresas que forman parte de la

(4) Se trata de la versión *working paper* de Ohlson [2001].

economía, consideramos que dicha tasa puede ser apropiada. Este crecimiento esperado se ha calculado mediante la media histórica del crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) desde 1986 hasta el año  $t$ <sup>(5)</sup>. Nótese que si la economía está en recesión esta tasa será menor, en consonancia con el sentimiento de incertidumbre que puede existir en los inversores, mientras que en épocas de crecimiento el valor medio será mayor en línea con el optimismo general de los inversores.

Puesto que la inclusión de constantes en el LIM se debe a razones econométricas, al no estimar ninguna ecuación para determinar el crecimiento del neto patrimonial,  $\omega_{20}$  tomará un valor cero. Por otro lado, en las predicciones del patrimonio contable influye también la segunda variable «otra información», que permite apreciar diferentes ritmos de crecimiento, puesto que mide la diferencia entre las expectativas de crecimiento de una empresa concreta y las de la economía española. Adaptando la expresión [9]:

$$v_{2j,t} = E_t [bv_{t+1}] - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t} \tag{17}$$

donde  $\hat{\omega}_{22,t}$  es uno más la media del crecimiento del PIB español desde 1986 hasta el año  $t$ .

Además, el cálculo de la segunda variable «otra información» requiere conocer las expectativas sobre el valor del patrimonio contable futuro. Siguiendo la relación del excedente limpio, en el momento  $t$  se debe cumplir que:  $E_t [bv_{t+1}] = bv_t + E_t [x_{t+1}] - E_t [d_{t+1}]$ . Tomamos de nuevo la predicción del resultado de los analistas como subrogado de  $E_t [x_{t+1}]$ . En cuanto a la estimación de los dividendos del próximo periodo, el análisis de la política de dividendos de las empresas españolas revela un comportamiento constante o ligeramente creciente. Por ello, una relación lineal podría representar su evolución en el tiempo:  $E_t [d_{t+1}] = (1 + g_t)d_t$ , donde  $g$  es el crecimiento esperado en los dividendos. El problema para la estimación de este crecimiento es similar al expuesto para el crecimiento del patrimonio contable. Por ello, tomamos la mediana del crecimiento histórico del dividendo por acción de todos los casos de la muestra que pagan dividendos. Esta mediana se calculará con todos los datos disponibles desde el inicio del periodo muestral hasta el año  $t$ .

$$\text{Así, } (1 + g_t) = \text{mediana} \left( \frac{d_t}{d_{t-1}} \right).$$

En definitiva, el parámetro de crecimiento del patrimonio contable ( $\omega_{22,t}$ ) mide la tasa de crecimiento esperada de todas las empresas de la economía en el año  $t$ ; mientras que la segunda variable «otra información» tiene en cuenta que distintas empresas crecen a distinto ritmo. Así, si se espera que una empresa dada,  $j$ , va a crecer a partir del año  $t$  por encima (debajo) del crecimiento medio (PIB), la segunda variable «otra información» será positiva (negativa).

Una vez calculada esta variable estimamos su parámetro de persistencia a través de la regresión basada en la cuarta ecuación del LIM:

$$v_{2j,t} = \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2j,t-1} + e'_{4j,t} \tag{18}$$

(5) Se ha escogido 1986 como año inicial para estimar el crecimiento histórico porque fue cuando España entró a formar parte de la Comunidad Económica Europea, hoy Unión Europea, siendo éste el entorno económico propio de la década de los noventa.

La hipótesis alternativa a contrastar es:

*H7: El parámetro de persistencia de la «otra información» útil para predecir el patrimonio contable futuro está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1.*

### 3.2. PREDICCIÓN DE LOS RESULTADOS ANORMALES

Un paso más en el contraste de la validez del LIM de los modelos OFO es evaluar si, efectivamente, los modelos basados en ellos predicen de manera adecuada los resultados anormales. Para ello con datos desde 1993 a 1998 calculamos la predicción del resultado anormal para los siguientes periodos utilizando los ocho modelos descritos anteriormente. Esta predicción se compara con el resultado anormal realmente observado en los años 1994 a 1999, con el propósito de analizar su precisión. En investigaciones previas se han considerado diversas medidas, como el error medio de predicción, el error medio absoluto, el error cuadrático medio o la U de Theil [Dechow *et al.*, 1999; Darrat y Zhong, 2000, y Reverte, 2002]. En este trabajo utilizamos el error medio y el error medio absoluto, ambos en términos relativos, a fin de evitar los inconvenientes del diferente tamaño de las empresas de la muestra<sup>(6)</sup>. Empleamos el patrimonio contable como deflactor en lugar del resultado anormal, pues debe estar más correlacionado con el tamaño de la empresa y además evita las dificultades derivadas de los resultados anormales negativos o muy próximos a cero.

El error porcentual de una observación se mide como:  $\frac{E_t[x_{t+\tau_j}^a] - x_{t+\tau_j}^a}{bv_{t+\tau_j}}$ , mientras que el error absoluto toma el numerador en valor absoluto. El primero indica el sesgo en la predicción y el segundo su precisión. Ciertamente, un modelo puede proporcionar estimaciones insesgadas y errores nulos en promedio, pero esto puede deberse a que comete grandes errores positivos y negativos que se compensan.

Los modelos 1, 2, 4 y 5 no necesitan ninguna estimación para predecir resultados, puesto que los parámetros  $\omega_{11}$ , y  $\gamma_1$  toman sus valores extremos; sin embargo para los modelos 3 y 6, propiamente basados en Ohlson [1995]),  $\omega_{10}$  y  $\omega_{11}$  son las estimaciones para cada año de los coeficientes obtenidos mediante la regresión (10), mientras que  $\gamma_{10}$  y  $\gamma_1$  son los estimados para cada año en la regresión [12]. En los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995],  $\omega_{10}$ ,  $\omega_{11}$  y  $\omega_{12}$  son los obtenidos en la regresión [14];  $\gamma_{10}$  y  $\gamma_1$ , y  $\gamma_{20}$  y  $\gamma_2$  son los obtenidos en las regresiones [16] y [18], respectivamente; y como ya se ha indicado,  $\omega_{20} = 0$  y  $\omega_{22}$  es el crecimiento a largo plazo de la economía española.

Uno de los supuestos básicos de Ohlson [1995] es que los resultados anormales revierten a cero. Si esto es así, las especificaciones permanentes (2 y 5) deben realizar mejores predicciones en horizontes cortos que las transitorias (1 y 4), pero en los horizontes más lejanos éstas últimas superarán a las primeras. Por otro lado, los resultados deben corroborar la importancia de la «otra información», por lo que los modelos que utilizan predicciones de analistas deben presentar menores errores de predicción. A su vez, se espera que los basados en Feltham y Ohlson [1995] que incluyen el conservadurismo contable y hasta dos variables de la «otra información», presenten menores errores de predicción que los ba-

(6) Hemos repetido el estudio empírico calculando el error cuadrático medio y la U de Theil, manteniéndose los resultados que se muestran en este trabajo.

sados en Ohlson [1995], que consideran una contabilidad insesgada. En definitiva, las hipótesis alternativas a verificar son las siguientes:

- H8:* Los modelos transitorios 1 y 4 predicen peor en horizontes temporales cortos pero mejor en horizontes temporales largos que los modelos permanentes 2 y 5.
- H9:* Los modelos que incluyen las variables de la «otra información» predicen los resultados anormales mejor que los modelos que no la incluyen.
- H10:* Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] predicen los resultados anormales mejor que los modelos basados en Ohlson [1995].

### 3.3. REVERSIÓN A LA MEDIA DE LOS RESULTADOS ANORMALES

Los modelos OFO suponen que los resultados anormales revierten a cero. Con objeto de obtener una mejor visión de la persistencia de los resultados anormales realizamos un análisis complementario. Así, formamos cuatro carteras en cada año del periodo 1993-1998 según la magnitud del resultado anormal de las empresas en términos relativos (ROE anormal:  $x_t^a / bv_{t-1}$ ). La primera cartera está formada por las empresas de ratio menor, mientras que la cuarta está formada por las que lo tienen más elevado.

A continuación, para cada cartera se calcula el promedio de las ROEs anormales observadas en los siguientes periodos. El contraste que realizamos es el de igualdad de medias de las series de resultados anormales observados a  $\tau$  años (donde  $\tau$  va de 1 a 6 años). Si los resultados anormales revierten, conforme aumenta el horizonte temporal debe ir aumentando (disminuyendo) la ROE anormal de la cartera 1 (cartera 4). De esta forma, a largo plazo debe desaparecer el diferencial de rentabilidad existente en el momento de formación de las carteras 1 y 4. En definitiva se plantea la siguiente hipótesis alternativa:

- H11:* La media de la serie de resultados anormales observados en el periodo  $t + \tau$  de una cartera formada en el periodo  $t$  por las empresas con mayores ROEs anormales es mayor que la de una cartera formada en el periodo  $t$  por las empresas con menores ROEs anormales.

## 4. MEDICIÓN DE VARIABLES Y MUESTRA

El estudio se refiere a empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid. Las variables utilizadas proceden de tres fuentes: cuentas anuales, mercado de capitales y analistas financieros. Todas se han medido a fecha de cierre de ejercicio, dado que en ese momento se corresponden perfectamente los datos contables y financieros. La base de datos I/B/E/S (*International Broker Estimate System*) proporciona el consenso de las predicciones de beneficios por parte de los analistas. La información contable se ha obtenido de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) y en concreto se ha utilizado el resultado neto después de impuestos y el patrimonio contable, que se ha calculado como: Fondos Propios – Accionistas por desembolsos no Exigidos – Acciones de la Sociedad Dominante a largo y corto plazo.

Para calcular el resultado anormal se necesita estimar el coste de capital. Se ha empleado el CAPM, añadiendo a la rentabilidad del activo libre de riesgo un premio por riesgo basado en la beta de la empresa; en consonancia con el resultado después de impuestos, se uti-

liza un coste de capital después de impuestos. La tasa empleada es:  $r_{jt} = (1 - IS_t) \cdot [rf_t + \beta_j (Rm_{dt} - rf_t)]$ , donde:

$IS_t$ : tipo efectivo del impuesto sobre sociedades para el año  $t$ <sup>(7)</sup>.

$rf_t$ : rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento  $t$ <sup>(8)</sup>.

$\beta_j$ : riesgo sistemático o beta de la empresa  $j$ .

$(Rm_{dt} - rf_t)$ : exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo<sup>(9)</sup>.

La beta de la empresa en cada periodo se estima mediante una regresión de mercado tomando una ventana previa de sesenta meses contados a partir del cierre del ejercicio fiscal, y una rentabilidad del mercado igual a la media simple equiponderada de las rentabilidades mensuales de todas las acciones del mercado continuo que cotizaron durante cada mes. Para el cálculo de las rentabilidades mensuales de cada activo se han tomado las series mensuales de precios, derechos de suscripción, pago de dividendos y desdoblamiento de acciones<sup>(10)</sup>. El cálculo de la «otra información» útil para predecir el patrimonio contable exige medir el crecimiento de los dividendos, obteniéndose un crecimiento mediano máximo del 6,2% en 1992 y 1999 y un mínimo del 0% en 1993 y 1994<sup>(11)</sup>.

Dada la cantidad de información necesaria para el análisis el número de empresas incluido en la muestra definitiva se limita a 121, una vez eliminadas, al igual que en otros trabajos, las empresas financieras y aseguradoras, así como las observaciones con patrimonio contable negativo. El número total de observaciones del resultado anormal, una vez eliminadas sus observaciones extremas<sup>(12)</sup>, asciende a 834 empresas/años en el periodo 1991-1999.

## 5. RESULTADOS DEL ESTUDIO EMPÍRICO

### 5.1. CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DE LOS LIMs

La Tabla 1 muestra en su parte izquierda los resultados de las estimaciones del LIM de Ohlson [1995]. La persistencia del resultado anormal ( $\omega_{11}$ ) es significativamente distinta de ce-

(7) Mediana en cada año del cociente Impuesto sociedades/resultado antes impuestos. Los valores obtenidos rondan el 24-25%.

(8) 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* (Banco de España). La serie alcanza el máximo en 1991(12,59%), y el mínimo en 1999 (2,70%).

(9) Optamos por una tasa del 6%, recomendada por Kaplan y Ruback [1995] y similar a la empleada en Easton *et al.* [2000], Sougiannis y Yaekura [2001], y Courteau *et al.* [2000]. Este 6% se justifica en estimaciones históricas del premio por riesgo en EEUU con más de cincuenta años de datos históricos. En España no disponemos de una serie larga de rentabilidades, y en periodos cortos esta tasa puede ser muy inestable, no representando adecuadamente las expectativas futuras del mercado.

(10) La beta media estimada es de 1,10 (máxima: 2,57; mínima: -0,59). El coste de capital es decreciente en el tiempo, con un valor medio del 10,75% (media máxima: 15,72% en 1992; media mínima: 7,03% en 1998). El valor máximo de toda la muestra es del 21,16% y el mínimo del 2,85%.

(11) En general, el crecimiento de los dividendos está relacionado con la rentabilidad empresarial y la situación económica. En 1993 la situación económica indicaba recesión (el PIB disminuyó un 1%) y la ROE media muestral fue -6,86%, lo que hizo difícil incrementar dividendos. En 1999 la ROE media es del 17,17%, en un entorno de crecimiento mucho más favorable.

(12) Se han eliminado los resultados anormales 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 se basa en el llamado Principio de Windsor, y ha supuesto la eliminación de un 2% de observaciones. Tras esta eliminación el resultado anormal medio de toda la muestra es de 5,76 millones de euros, siendo la mediana de -1,28 millones de euros.

ro en todos los años, alcanzando un valor en torno a 0,75 (entre 0,62 y 0,92). Además, el test de Wald y el test LR indican que también es significativamente distinto de 1 en todos los años excepto en el primero. Estos resultados sustentan la hipótesis alternativa 1, observándose una persistencia elevada de los resultados anormales de las empresas españolas en comparación con los resultados obtenidos para otros países. Para EE.UU, Dechow *et al.* [1999], Callen y Morel [2001] y Choi *et al.* [2001] obtienen valores medios entre 0,46 y 0,62; para Suecia, McCrae y Nilsson [2001] 0,52; y Ota [2002] para el mercado japonés entre 0,52 y 0,73. En nuestra opinión la mayor persistencia del resultado anormal de las empresas españolas puede deberse a diversos motivos: 1) menor capacidad de las fuerzas competitivas para eliminar los resultados anormales; 2) mayor conservadurismo contable que permite mantener resultados anormales positivos indefinidamente, y 3) la bajada de tipos de interés a lo largo de los 90 que posibilitó una reducción de los gastos financieros de las empresas, y mejoró sus cuentas de resultados permitiendo mantener los resultados anormales.

A pesar de que la inclusión de la constante trata de solventar los problemas derivados de la omisión de variables, la omisión de la «otra información» en la primera ecuación de los LIMs podría provocar correlación serial en los errores. Para descartar esta posibilidad contrastamos por dos vías la existencia de esta correlación<sup>(13)</sup>. Por un lado, si el parámetro  $\rho$  de la regresión  $e_{jt+1} = \rho \cdot e_{jt} + u_{jt+1}$  (donde  $e_{jt}$  son los residuos de regresión [10]) toma un valor significativamente distinto de cero. Resultados no tabulados confirman que el parámetro  $\rho$  toma valores iguales a cero en todos los años, aceptándose la ausencia de autocorrelación ( $\rho$ -valores superiores al 36%). Por otro, se calcula el estadístico del test de Durbin-Watson, cuya hipótesis nula hace referencia a la ausencia de correlación serial en los errores de la regresión [10]. Valores del estadístico inferiores a 1,2 son indicativos al 5% de existencia de correlación serial, pero la Tabla 1 muestra en su octava columna que sólo para el año 1993 los errores parecen mostrar correlación serial, por lo que descartamos que los resultados observados estén sesgados como consecuencia de este problema.

La parte derecha de la Tabla 1 muestra los resultados de la segunda ecuación del LIM, que también se muestran conforme a lo previsto por Ohlson [1995], pues los efectos de la «otra información» no perduran de manera indefinida en el tiempo. Los valores obtenidos para el coeficiente  $\gamma_1$  varían entre 0,16 y 0,40, observándose, a excepción del valor obtenido para 1993, un aumento progresivo en la persistencia de la «otra información», lo que puede deberse a las mejoras en las expectativas de resultados de las empresas durante la segunda parte de la década, una vez superado el periodo de recesión. Los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero y de uno en todos los años, de forma que se sustenta la hipótesis alternativa 2. Estos valores son inferiores a los de la literatura internacional; Dechow *et al.* [1999] obtienen un valor promedio de 0,32 y Choi *et al.* [2001] entre 0,59 y 0,60 para EEUU, McCrae y Nilsson [2001] 0,44 para Suecia. Esta menor persistencia sugiere que las predicciones de los analistas son rápidamente asimiladas por el mercado español.

La siguiente hipótesis a contrastar hace referencia a la posibilidad de que la estructura de un único retardo temporal del LIM no sea suficiente para modelizar el comportamiento del resultado anormal (hipótesis 3). Los resultados de la Tabla 2 son concluyentes, aceptándose

(13) Agradecemos a un evaluador anónimo la sugerencia de incorporar este análisis adicional.

se la estructura uniretardo de Ohlson [1995]. Ni el coeficiente de determinación ajustado aumenta con la inclusión de más retardos (el modelo uniretardo es el que obtiene mayor R<sup>2</sup>), ni los coeficientes de retardos superiores son significativos, salvo excepcionalmente en alguna regresión<sup>(14)</sup>. Este resultado es similar al obtenido por Dechow, *et al.* [1999] y Ota [2002], pero contrario al de Bar-Yosef *et al.* [1996] y Morel [1999].

**TABLA 1**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL LIM DE OHLSON [1995]**

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (10) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el año T:  $X_{jt}^a = \omega_0 + \omega_1 X_{jt-1}^a + e_{jt}$ ; y de la regresión (12):  $V_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 V_{jt-1} + e_{3t}$ , con datos de la «otra información» desde el año 1992 hasta el año T. *Todas* las variables han sido deflactadas por el patrimonio contable al principio del periodo  $t - 1$ .  $x_{jt}^a$ : Resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $v_{jt}$ : «otra información» de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ , calculada mediante la expresión (11):  $v_{jt} = f_{jt}^{t+1} - r_{jt} \cdot bv_{jt} - \hat{\omega}_{0t} - \hat{\omega}_{1t} x_{jt}^a$ , donde  $\hat{\omega}_0$  y  $\hat{\omega}_1$  son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en esta misma tabla,  $f_{jt}^{t+1}$ : Predicción del consenso de los analistas en el periodo  $t$  del resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t + 1$ ,  $bv_{jt}$ : Patrimonio contable de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $r_{jt}$ : coste de capital o tasa de descuento de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $R^2$ : Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula  $H_0: \omega_1 = 1$  ó  $H_0: \gamma_1 = 1$ ; LR: Estadístico del test LR que contrasta la hipótesis nula  $H_0: \omega_1 = 1$  ó  $H_0: \gamma_1 = 1$ . DW: Estadístico de Durbin-Watson del contraste de correlación serial en los errores de la regresión (10).

T	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	R <sup>2</sup>	N	Wald	LR	DW	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	R <sup>2</sup>	N	Wald	LR
1993	1,78	0,92***	0,64	177	0,90	1,87	1,15	-0,41	0,40**	0,13	89	8,84***	22,99***
1994	0,15	0,62***	0,53	265	37,13***	73,92***	1,26	-0,28	0,16*	0,06	172	75,51***	169,54***
1995	0,67*	0,71***	0,53	350	24,09***	55,23***	1,49	-0,25***	0,20**	0,08	249	79,66***	175,15***
1996	0,47	0,76***	0,52	439	18,19***	41,27***	1,69	-0,17	0,21**	0,06	328	82,54***	206,60***
1997	0,54*	0,73***	0,48	528	26,83***	59,56***	1,76	-0,15	0,22***	0,06	407	89,79***	231,08***
1998	0,67**	0,75***	0,45	622	23,70***	53,30***	1,87	-0,13	0,26***	0,08	493	93,15***	251,97***
1999	0,71**	0,77***	0,47	708	23,94***	55,04***	1,95	-0,13	0,34***	0,10	573	76,96***	220,78***

\*Significativo al 10%. \*\*Significativo al 5%. \*\*\*Significativo al 1%.

**TABLA 2**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MULTIRETARDO DE LA 1.ª ECUACIÓN DEL LIM DE OHLSON [1995]**

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión [13] con información del resultado anormal de los periodos 1991-1999:  $x_{jt}^a = \beta_0 + \beta_1 x_{jt-1}^a + \beta_2 x_{jt-2}^a + \beta_3 x_{jt-3}^a + \beta_4 x_{jt-4}^a + e_{1,t}$ ; *Todas* las variables han sido deflactadas por el patrimonio contable al principio del periodo  $t - 1$ ;  $x_{jt}^a$ : Resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $nret$ : Número de retardos incluidos en la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; R<sup>2</sup>: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión.

nret	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	N	R <sup>2</sup>
1	0,71**	0,77***					708	0,47
2	0,78**	0,66***	0,04				585	0,41
3	0,90**	0,56***	0,15	-0,14**			476	0,35
4	0,94***	0,57***	0,18	-0,05	-0,09		382	0,40
5	1,78**	0,45***	0,26**	-0,06	-0,07	0,05	293	0,42

\* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1%.

(14) Como apunta un evaluador anónimo debe tenerse en cuenta que en estas regresiones multiretardo se omite la variable «otra información» por no ser observable ex-ante. Puesto que  $x_{t+1}^a = \omega \cdot x_t^a + e_{t+1}$ , si esta omisión provocara correlación serial en los errores ( $e_{t+1} = \rho \cdot e_t + \varepsilon_{t+1}$ ), entonces:  $x_{t+1}^a = (\omega + \rho)x_t^a - \rho\omega x_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1}$ . En caso de correlación serial positiva, un retardo adicional sería útil para eliminarla y su coeficiente tomaría un valor negativo. Sin embargo si no existe correlación serial la inclusión del retardo no debe conllevar mejora en el modelo. Los resultados obtenidos no muestran mejoras ni se obtienen coeficientes significativamente negativos, lo que parecen confirmar la ausencia de correlación serial en los errores.



La Tabla 3 contiene en la parte izquierda los resultados de las estimaciones de las dos primeras ecuaciones del LIM de Feltham y Ohlson [1995]. Las conclusiones en cuanto al parámetro de persistencia del resultado anormal ( $\omega_{11}$ ) coinciden con las del contraste del LIM de Ohlson [1995] (Tabla 1). Estos resultados sustentan la hipótesis alternativa 4. En cuanto al parámetro de conservadurismo ( $\omega_{12}$ ), la evidencia es contraria a Feltham y Ohlson [1995], y por tanto a la hipótesis 5, pues dicho parámetro presenta valores negativos y significativos hasta 1996. Este resultado es similar al obtenido para Estados Unidos, donde sistemáticamente se obtienen valores negativos [Stober, 1996; Bauman, 1999; Dechow *et al.* 1999, y Myers,1999]. No obstante, a partir de 1997 la evidencia es menos fuerte, puesto que el coeficiente presenta valores próximos a cero, e incluso es positivo en 1999, no siendo significativamente distinto de cero en ninguno de estos últimos años. En cuanto a la existencia o no de autocorrelación en los errores, se realiza el mismo análisis que se hizo para Ohlson [1995], manteniéndose los mismos resultados, de forma que no es de esperar que los resultados estén sesgados por la existencia de este fenómeno.

TABLA 3

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA 1.<sup>a</sup> Y 3.<sup>a</sup> ECUACIÓN DEL LIM DE FELTHAM Y OHLSON [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión [14] con datos del resultado anormal desde el año 1991 hasta el T:  $X_{jt}^a = \omega_{10} + \omega_{11}X_{jt-1}^a + \omega_{12}bv_{jt-1} + \theta'_{1jt+1}$ , y de la regresión [16]  $V_{jt} = \gamma_{10} + \gamma_{11}V_{jt-1} + e_{3t}$  con datos de la «otra información» desde 1992 hasta el año T. *Todas* las variables han sido deflactadas por el patrimonio contable del periodo  $t - 1$ .  $X_{jt}^a$ : Resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ; «Otra información» relevante para predecir el resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ , calculada a partir de la expresión [15]:  $V_{jt} = f_{jt}^{t+1} - r_{jt}bv_{jt} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}X_{jt}^a - \hat{\omega}_{12,t}bv_{jt}$  donde  $\hat{\omega}_{10,t}$ ,  $\hat{\omega}_{11,t}$  y  $\hat{\omega}_{12,t}$  son los parámetros estimados en la 1.<sup>a</sup> ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en esta misma tabla;  $f_{jt}^{t+1}$ : Predicción del consenso de los analistas en el periodo  $t$  del resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $t + 1$ ;  $bv_{jt}$ : Patrimonio contable de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $r_{jt}$ : coste de capital o tasa de descuento de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $R^2$ : Coeficiente de determinación ajustado de la regresión;  $N$ : observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula  $H_0: \omega_{11} = 1$  ó  $H_0: \gamma_1 = 1$ ; LR: Estadístico  $\chi^2$  del test LR que contrasta la hipótesis nula  $H_0: \omega_{11} = 1$  ó  $H_0: \gamma_1 = 1$ ; DW: Estadístico de Durbin-Watson del contraste de correlación serial en los errores de la regresión [14].

T	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$R^2$	N	Wald	LR	DW	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_{11}$	$R^2$	N	Wald	LR
1993	2,81***	0,84***	-0,091***	0,69	177	4,00**	7,59***	1,09	-1,62*	0,46***	0,37	89	28,86***	48,00***
1994	0,21	0,55***	-0,043***	0,55	265	46,34***	84,27***	1,22	-0,12	0,34***	0,27	172	93,18***	155,47***
1995	0,70**	0,67***	-0,026***	0,54	350	31,77***	62,10***	1,44	-0,20**	0,39***	0,28	249	84,85***	165,77***
1996	0,52	0,73***	-0,019***	0,52	439	22,67***	46,95***	1,65	-0,12	0,41***	0,25	328	80,87***	177,96***
1997	0,57*	0,72***	-0,010	0,48	528	29,64***	60,47***	1,74	-0,12	0,40***	0,23	407	96,27***	219,39***
1998	0,68**	0,75***	-0,0002	0,45	622	24,18***	50,87***	1,87	-0,11	0,41***	0,24	493	98,38***	252,17***
1999	0,70**	0,77***	0,003	0,47	708	24,13***	53,06***	1,96	-0,09	0,42***	0,25	573	107,74***	287,98***

\* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1%.

A la vista de los resultados cabe pensar que el planteamiento de Feltham y Ohlson [1995] no recoge adecuadamente el efecto de la prudencia contable. En efecto diversos autores han mostrado que el supuesto de que un único parámetro capte todos los posibles efectos es una limitación importante en este modelo. En este sentido, Lundholm [1995] asegura que el conservadurismo del LIM no se cumple universalmente para todos los tipos de conservadurismo, y demuestra que el parámetro  $\omega_{12}$  no capta el efecto de la asimetría en el reconocimiento de las malas y buenas noticias, ni un conservadurismo basado en una amortización acelerada de activos fijos. Por su parte Bauman [1999] y Ahmed *et al.* [2000] discrepan en la capacidad de este parámetro para captar ciertos aspectos asociados al conservadurismo (como son los gastos de publicidad y el uso del método LIFO).

Por lo que se refiere a la persistencia de la «otra información» los resultados obtenidos para el coeficiente,  $\gamma_1$ , que se muestran en la parte derecha de la Tabla 3, son los esperados en consonancia con lo establecido en la hipótesis 6, puesto que esta persistencia presenta valores positivos, entre 0,34 y 0,46, y significativos, rechazándose que presente sus valores extremos de 0 y 1.

En cuanto a la tercera ecuación, el parámetro de crecimiento del patrimonio contable,  $\omega_{22}$ , se estima como uno más el crecimiento medio histórico del PIB. La Tabla 4 muestra la tasa anual de crecimiento del PIB, así como dicho parámetro  $\omega_{22}$ . Durante 1992 y 1993 la economía española estuvo en recesión, por lo que es lógico pensar que las expectativas de crecimiento de las empresas españolas eran menores. Sin embargo, conforme avanzó la década la economía española se fue mostrando mucho más dinámica, lo que se vio reflejado en mayores resultados y expectativas de crecimiento de la economía. El parámetro  $\omega_{22}$  recoge este efecto y es inferior a  $(1 + r)$  en todos los años.

TABLA 4

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA 2.<sup>a</sup> Y 4.<sup>a</sup> ECUACIÓN DEL LIM DE FELTHAM Y OHLSON [1995]

$t$ : periodo en el que se estiman los parámetros;  $G_{PIB}$ : tasa de crecimiento del PIB en el periodo  $t$  (en tasas porcentuales);  $\omega_{20} = 0$  en todo el periodo;  $\omega_{22}$ : uno más el crecimiento medio del PIB español desde 1986 hasta el año  $t$  (en tanto por uno);  $\min(1 + r)$ : valor mínimo de uno más el coste de capital en la muestra de empresas de este estudio para cada uno de los años. También se muestran los resultados de la estimación de la regresión [18] con datos de la «otra información» desde el año 1992 hasta el año  $T$  y deflactando todas las variables por el patrimonio contable al principio del periodo  $t - 1$ :  $V_{2it} = \gamma_{20} + \gamma_2 V_{2it} - 1 + e'_{2it}$ ;  $V_{2it}$ : «Otra información» relevante para predecir el patrimonio contable de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ , calculada a partir de la expresión [17]:  $V_{2it} = E_t[bv_{jt}^i] - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{jt}^i$ , donde  $\hat{\omega}_{20,t}$  y  $\hat{\omega}_{22,t}$  son los parámetros que se muestran en esta misma Tabla;  $E_t[bv_{jt}^i]$ : predicción del patrimonio contable realizada en función del cumplimiento de la relación del excedente limpio, de la predicción del resultado de los analistas financieros, y de una tasa de crecimiento constante de los dividendos;  $bv_{jt}^i$ : Patrimonio contable de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ;  $R^2$ : Coeficiente de determinación ajustado de la regresión;  $N$ : Número de observaciones incluidas en la regresión;  $Wald$ : Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula  $H_0: \gamma^2 = 1$ ; LR: Estadístico  $\chi^2$  del test LR que contrasta la hipótesis nula  $H_0: \gamma_2 = 1$ .

$t$	$GPIB$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	$\min(1+r)$	$\hat{\gamma}_{20}$	$\hat{\gamma}_2$	$R^2$	$N$	$Wald$	$LR$
1993	-1,00%	-	1,0143	1,0789	1,04	0,79***	0,35	82	1,33	3,10*
1994	2,38%	-	1,0162	1,0602	0,03	0,38***	0,13	165	22,19***	53,55***
1995	2,76%	-	1,0181	1,0720	0,12	0,51***	0,18	243	15,33***	44,17***
1996	2,44%	-	1,0190	1,0447	0,19	0,64***	0,29	323	14,10***	38,89***
1997	4,03%	-	1,0216	1,0403	0,24	0,77***	0,39	404	8,54***	23,02***
1998	4,13%	-	1,0238	1,0285	0,28	0,84***	0,47	490	5,18**	14,35***
1999	4,10%	-	1,0255	1,0354	0,30	0,90***	0,52	570	2,96*	8,00***

\* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1%.

A continuación medimos la «otra información» útil para la predicción del patrimonio contable, ajustando este crecimiento general de la economía española a la información específica que se dispone de cada empresa. Los resultados de la estimación de su persistencia ( $\gamma_2$ ) se muestran en la parte derecha de la Tabla 4 y están en consonancia con la hipótesis 7, ya que el coeficiente  $\gamma_2$  está comprendido entre sus valores extremos de cero y uno, presentando valores entre 0,38 y 0,90. Se rechaza que dicho coeficiente sea cero en todos los casos, y también que sea igual a uno salvo en 1993. En cualquier caso, y aunque carecemos de referencias para comparar estos resultados, en nuestra opinión su elevada persistencia indica claramente la importancia de incluirla en el análisis.

En definitiva, los resultados son favorables a Ohlson [1995]. Sin embargo, el contraste de Feltham y Ohlson [1995] no confirma sus supuestos teóricos. Aunque las tres últimas ecuaciones

ciones están en consonancia con el modelo y muestran la importancia de considerar las variables «otra información», la estimación del parámetro del conservadurismo contable está en contra de los supuestos básicos.

## 5.2. ERRORES DE PREDICCIÓN DEL RESULTADO ANORMAL

En este apartado analizamos la capacidad de los modelos OFO para predecir los resultados anormales en diversos horizontes, de 1 a 6 años. El panel A de la Tabla 5 recoge los errores medios de predicción cometidos para los ocho modelos considerados. Esta medida capta el sesgo en las predicciones, ya que indica si los modelos son insesgados o por el contrario sistemáticamente cometen errores. Los resultados muestran errores de predicción negativos en todos los modelos y horizontes temporales, de forma que se infravaloran los resultados anormales futuros. Los contrastes rechazan la hipótesis nula de predicción insesgada (al 1% todos los modelos presentan errores medios significativamente distintos de cero), a excepción del modelo 6 a seis años. Estos resultados tienen al menos dos posibles explicaciones: que los analistas no incorporan adecuadamente toda la información disponible sobre las empresas y sus predicciones llevan a cometer errores sistemáticos; o que la bajada de tipos de interés producida en España a lo largo de la década de los 90 facilitó que las empresas obtuvieran resultados anormales superiores a los esperados.

No obstante, a pesar de este sesgo negativo se detectan diferencias de interés en el comportamiento de los modelos. Tal y como se esperaba, al comparar los errores de predicción de dos modelos (véase el panel B de la misma Tabla 5), se observa que los cometidos por los modelos que consideran la «otra información» (modelos 5 y 6) son inferiores a los que la ignoran (modelos 2 y 3)<sup>(15)</sup>. Los contrastes de igualdad de medias entre los errores de los primeros frente a los segundos rechazan en todos los casos esta igualdad. De esta forma, se confirma que las predicciones que utilizan información de los analistas son las menos sesgadas<sup>(16)</sup>.

En cuanto a la inclusión de la segunda variable «otra información», útil para predecir el patrimonio contable, los resultados no apoyan su uso; se obtienen peores predicciones en los plazos más cortos e iguales en los más largos (pueden compararse los resultados de los modelos 7 y 8, que se muestran en la Tabla 5, que únicamente difieren en la inclusión o no de esta variable). Igualmente cabría esperar que los modelos más completos, basados en Feltham y Ohlson [1995] superasen a los de Ohlson [1995]. Si comparamos el modelo 7 con el 6, cuya única diferencia es la consideración o no de una contabilidad sesgada, los resultados son muy favorables al modelo 6. En nuestra opinión el fracaso en términos predictivos de los modelos Feltham y Ohlson se debe al impacto del parámetro de conservadurismo negativo.

Una vez analizado el sesgo de las predicciones, se estudia su precisión en los distintos horizontes temporales mediante los errores absolutos. Esperamos que los modelos temporales superen a los permanentes conforme se alarga el plazo de predicción (hipótesis 8). Es-

(15) Se compara el modelo 2 con el 5, y el 3 con el 6, pues la única diferencia entre ellos es considerar o no la «otra información». No se compara el 1 con el 4, pues al ser transitorios predicen un resultado anormal nulo a partir del 2.º año.

(16) Los contrastes de diferencias entre los distintos modelos (panel B de la Tabla 5 y panel B de la Tabla 6) se han repetido utilizando contrastes de medianas en lugar de medias. Los resultados aquí expuestos se mantienen sin variaciones.

ta hipótesis parece confirmarse, puesto que los modelos 1 y 4 son de los peores en las predicciones a 2 años, pero terminan siendo los mejores conforme aumenta el horizonte hasta 6 años. Es más, mientras que el resto de modelos cometen, como es lógico, errores mayores conforme aumenta el horizonte de predicción, en estos dos modelos sucede lo contrario. Por ello suponer que los resultados anormales han revertido totalmente al cabo de 5-6 años parece ser la mejor predicción. Para contrastar formalmente la hipótesis 8 realizamos el siguiente contraste de diferencias de medias: si ignoramos la «otra información», modelo 1 (transitoriedad) *vs.* 2 (permanencia); si incluimos la «otra información», modelo 4 (transitoriedad) *vs.* 5 (permanencia). El panel B de la tabla 6 muestra los resultados: en horizontes cercanos, a 1 y 2 años, los modelos persistentes 2 y 5 presentan menos errores que los temporales 1 y 4, si bien esa diferencia no es siempre significativa; sin embargo, a partir del tercer año, los modelos 1 y 4 presentan menores errores de manera significativa. En definitiva, parece confirmarse la hipótesis alternativa 8 en lo referente a las ventajas de los modelos transitorios (permanentes) en el largo (corto) plazo, lo que es consistente con el modelo de Ohlson [1995].

**TABLA 5**  
**ERRORES DE PREDICCIÓN DEL RESULTADO ANORMAL (ERROR PORCENTUAL)**

**Panel A: Sesgo de las predicciones de los modelos.**

$t = 1993-1998$ ;  $\tau = 1-6$  años; La tabla muestra el error medio de predicción porcentual, calculado como la media de la serie de errores de cada observación:  $(E[x_{t+\tau}^j] - x_{t+\tau}^j) / bv_{t+\tau}^j$ ; siendo  $E[x_{t+\tau}^j]$ : Predicción del resultado anormal a  $\tau$  años para la empresa  $j$ , calculado en cada año  $t$  mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el apartado tercero;  $x_{t+\tau}^j$ : Resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $(t + \tau - 1, t + \tau)$ ;  $bv_{t+\tau}^j$ : Patrimonio contable de la empresa  $j$  en el periodo  $t + \tau$ ;  $N$ : número total de errores de predicción calculados.

Entre paréntesis aparece la posición jerárquica del modelo.

Modelo	$\tau = 1$	$\tau = 2$	$\tau = 3$	$\tau = 4$	$\tau = 5$	$\tau = 6$
1	-0,0178*** (6)	-0,0258*** (2)	-0,0352*** (2)	-0,0493*** (2)	-0,0575*** (2)	-0,0592*** (2)
2	-0,0307*** (8)	-0,0528*** (8)	-0,0787*** (8)	-0,0964*** (6)	-0,1309*** (6)	-0,1669*** (6)
3	-0,0266*** (7)	-0,0387*** (7)	-0,0525*** (5)	-0,0616*** (4)	-0,0653*** (4)	-0,0655*** (4)
4	-0,0078*** (1)	-0,0258*** (2)	-0,0352*** (2)	-0,0493*** (2)	-0,0575*** (2)	-0,0592*** (2)
5	-0,0078*** (1)	-0,0261*** (4)	-0,0484*** (4)	-0,0721*** (5)	-0,0891*** (5)	-0,1139*** (5)
6	-0,0078*** (1)	-0,0172*** (1)	-0,0291*** (1)	-0,0433*** (1)	-0,0447*** (1)	-0,0273* (1)
7	-0,0078*** (1)	-0,0349*** (5)	-0,0715*** (6)	-0,1187*** (7)	-0,1740*** (7)	-0,2371*** (7)
8	-0,0078*** (1)	-0,0360*** (6)	-0,0734*** (7)	-0,1216*** (8)	-0,1765*** (8)	-0,2405*** (8)
N	496	395	306	222	142	65

**Panel B: Contraste de diferencias entre los modelos**

La tabla muestra el estadístico  $t$  del contraste cuya hipótesis nula hace referencia a la igualdad de medias entre las series de errores de predicción de los dos modelos analizados. El contraste se ha construido de forma que un  $t$ -estadístico positivo (negativo) indica que los errores del primer modelo son superiores (inferiores) a los del segundo.

Modelo	$\tau = 1$	$\tau = 2$	$\tau = 3$	$\tau = 4$	$\tau = 5$	$\tau = 6$
2 vs. 5	7,21***	6,14***	6,14***	4,91***	5,46***	4,02***
3 vs. 6	6,46***	4,59***	3,78***	2,60***	2,10**	2,05**
7 vs. 8	-	-5,77***	-3,26***	-2,57**	-0,70	-0,36
6 vs. 7	-	-17,36***	-19,53***	-17,27***	-13,72***	-12,28***

En ambos paneles: \* Significativamente distinto de cero al 10%. \*\* Al 5%. \*\*\* Al 1%.

TABLA 6

## ERRORES DE PREDICCIÓN DEL RESULTADO ANORMAL (ERROR PORCENTUAL ABSOLUTO)

## Panel A: Exactitud de las predicciones de los modelos.

$t = 1993-1998$ ;  $\tau = 1-6$  años; La tabla muestra el error medio absoluto de predicción porcentual, calculado como la media de la serie de errores de cada observación:  $(|E_t[X_{t+\tau}^e] - X_{t+\tau}^e|) / bv_{t+\tau}$ ; siendo  $E_t[X_{t+\tau}^e]$ : Predicción del resultado anormal a  $\tau$  años para la empresa  $j$ , calculado en cada año  $t$  mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el apartado tercero;  $X_{t+\tau}^e$ : Resultado anormal de la empresa  $j$  en el periodo  $(t + \tau - 1, t + \tau)$ ;  $bv_{t+\tau}$ : Patrimonio contable de la empresa  $j$  en el periodo  $t + \tau$ ;  $N$ : número total de errores de predicción calculados.

Entre paréntesis aparece la posición jerárquica del modelo.

Modelo	$\tau = 1$	$\tau = 2$	$\tau = 3$	$\tau = 4$	$\tau = 5$	$\tau = 6$
1	0,0887 (8)	0,0877 (7)	0,0833 (3)	0,0820 (2)	0,0822 (2)	0,0802 (1)
2	0,0582 (6)	0,0807 (6)	0,1003 (6)	0,1152 (6)	0,1372 (6)	0,1716 (6)
3	0,0591 (7)	0,0787 (5)	0,0865 (5)	0,0892 (4)	0,0977 (4)	0,1249 (5)
4	0,0457 (1)	0,0877 (7)	0,0833 (3)	0,0820 (2)	0,0822 (2)	0,0802 (1)
5	0,0457 (1)	0,0656 (1)	0,0772 (2)	0,0899 (5)	0,1024 (5)	0,1201 (4)
6	0,0457 (1)	0,0687 (2)	0,0767 (1)	0,0769 (1)	0,0812 (1)	0,0929 (3)
7	0,0457 (1)	0,0758 (3)	0,1018 (7)	0,1368 (7)	0,1828 (7)	0,2416 (7)
8	0,0457 (1)	0,0763 (4)	0,1042 (8)	0,1403 (8)	0,1882 (8)	0,2555 (8)
N	496	395	306	222	142	65

## Panel B: Contraste de diferencias entre los modelos.

La tabla muestra el estadístico  $t$  del contraste cuya hipótesis nula hace referencia a la igualdad de medias entre las series de errores de predicción de los dos modelos analizados. El contraste se ha construido de forma que un  $t$ -estadístico positivo (negativo) indica que los errores del primer modelo son superiores (inferiores) a los del segundo.

Modelo	$\tau = 1$	$\tau = 2$	$\tau = 3$	$\tau = 4$	$\tau = 5$	$\tau = 6$
1 vs. 2	8,38***	1,62	-3,06***	-5,13***	-5,45***	-4,77***
4 vs. 5	-	6,08***	1,52	-1,77*	-3,69***	-4,23***
2 vs. 5	6,21***	5,30***	5,38***	5,37***	4,89***	3,98***
3 vs. 6	6,80***	3,60***	3,18***	3,32***	2,99***	2,76***
7 vs. 8	-	-2,24**	-4,17***	-3,19***	-1,51	-2,09**
6 vs. 7	-	-5,99***	-10,19***	-12,73***	-12,24***	-8,72***

\* Medias significativamente distintas al 10%. \*\* Al 5%. \*\*\* Al 1%.

Seguidamente se verifica el papel de las predicciones de los analistas. Como se observa en el panel A de la Tabla 6, a un año, los modelos que incluyen la «otra información» (modelos 4 a 8) cometen menores errores. Sin embargo, cuando se alarga el horizonte temporal las mejores predicciones a largo plazo las realiza el modelo completo de Ohlson [1995], el 6, aunque también los modelos transitorios 1 y 4 logran buenas predicciones a partir del tercer año. Los modelos 7 y 8 resultan los peores en las predicciones a largo plazo.

Para contrastar formalmente la importancia de la «otra información» (hipótesis 9) se realiza el contraste de diferencias de medias entre las series de errores absolutos de predicción, comparando los modelos que ignoran la «otra información» con los similares que la incluyen (modelo 3 vs. 6; modelo 2 vs. 5, y modelo 7 vs. 8). El modelo 6 se comporta relativamente bien en todos los horizontes de predicción, estando siempre entre los mejores a la hora de predecir el resultado anormal futuro, por lo que su comparación con el modelo 3 es concluyente: los contrastes de diferencias de medias entre las series de errores de predicción rechazan la hipótesis de igualdad de medias a niveles inferiores al 1% en todos los horizontes temporales (véase panel B de la tabla 6). Idénticos resultados, e incluso más ro-

bustos, se obtienen al comparar los modelos permanentes 2 y 5, por lo que los resultados confirman la utilidad de la primera variable «otra información» medida con predicciones de beneficios de los analistas. Sin embargo, de nuevo se detecta que incluir la segunda variable «otra información» no es útil, pues la comparación entre los modelos 7 y 8 (éste último incluye las dos variables de la «otra información») resulta favorable al primero.

Para descartar que el problema en la aplicación del modelo 8 se deba a la forma de medir la segunda variable «otra información», analizamos sus dos componentes básicos: predicción de beneficios y dividendos. A tenor de los resultados obtenidos en este estudio, las predicciones de los analistas son importantes; y se observa una pauta estable en la evolución de la política de dividendos de las empresas. Es más, mientras que el error de predicción de los beneficios de los analistas es del 8,40%, el que cometemos en la predicción de los dividendos es sólo del 0,30%. En términos de errores absolutos, los errores son del 38,6% frente al 21,8%, respectivamente. Además debe tenerse en cuenta que si el objetivo de la segunda variable «otra información» es ayudar en la predicción del patrimonio contable, entonces los errores en su predicción deberían ser menores al incluirla. Efectivamente, sin considerar esta variable el error medio de predicción es del 1,42%; mientras que si incluimos la «otra información» específica de cada empresa, el error es del 0,07%. En términos absolutos, los errores son del 23%, frente a un 20%. Por tanto, teniendo en cuenta la segunda variable «otra información» cometemos menores errores de predicción del patrimonio contable que ignorándola, y por tanto, cabe afirmar que ayuda a predecir el patrimonio contable, que es el motivo de su inclusión en el modelo de Feltham y Ohlson [1995]. Los resultados parecen ratificar, pues, una incorrecta especificación del conservadurismo en la primera ecuación del LIM, pero no una errónea medición de la segunda variable «otra información» que provoque malas predicciones del patrimonio contable.

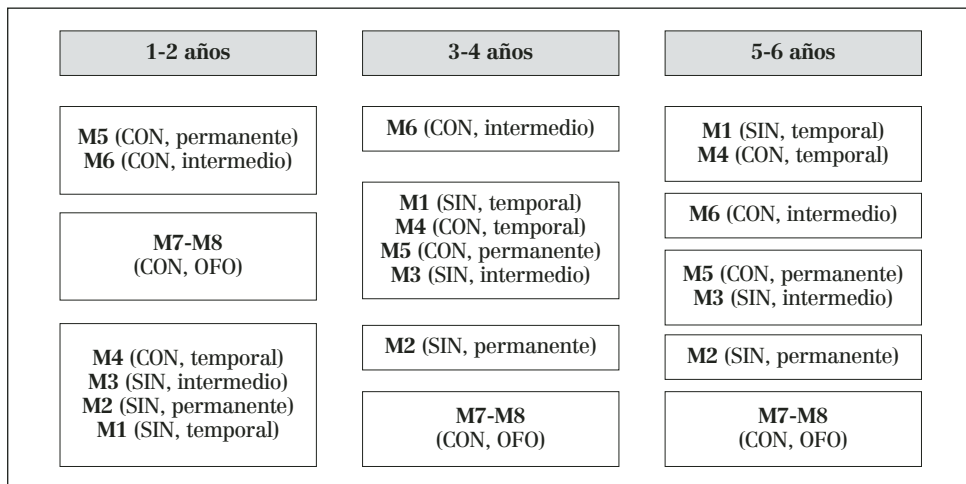
Mediante la hipótesis 10 corroboramos si los modelos que tienen en cuenta el conservadurismo contable, basados en Feltham y Ohlson [1995], predicen los resultados anormales mejor que los de Ohlson [1995], que no lo consideran. Los resultados de la tabla 6 son contrarios a esta hipótesis, puesto que los modelos de Feltham y Ohlson [1995] son los que presentan peores predicciones. Si comparamos el modelo completo basado en Ohlson [1995], el 6, con el mejor basado en Feltham y Ohlson [1995], el 7, las diferencias son claramente favorable al modelo 6, con niveles muy inferiores al 1% en todos los horizontes temporales (véase el panel B de la Tabla 6).

Como resumen de este apartado incluimos el Gráfico 1 en el que se compara la bondad de cada modelo en cuanto a su precisión en las predicciones. En plazos cortos, los modelos que incluyen «otra información» a partir de las predicciones de analistas (modelos 4 a 8) son los que mejor se comportan, y de éstos los basados en Ohlson [1995] que utilizan persistencias altas, el 5 y el 6, son los más adecuados. En plazos intermedios también estos últimos modelos tienen buena actuación, si bien comienza a observarse cierta reversión a cero de los resultados, pues los modelos transitorios 1 y 4 se sitúan en buenas posiciones. Por último, al cabo de 6 años la reversión parece haber concluido, de forma que considerar que los resultados anormales serán nulos es la mejor predicción. No obstante, los modelos de Ohlson con predicciones de analistas y persistencias altas, el 5 y el 6, siguen comportándose relativamente bien.

**GRÁFICO 1**

**POSICIÓN RELATIVA DE CADA MODELO DE CARA A LA PREDICCIÓN DE RESULTADOS ANORMALES**

SIN (CON): modelo que no (sí) considera las predicciones de los analistas. Temporal (permanente): modelo que utiliza persistencias cero (uno). Intermedio: modelo que utiliza persistencias entre cero y uno. OFO: modelos que incluyen el conservadurismo de Feltham y Ohlson [1995].



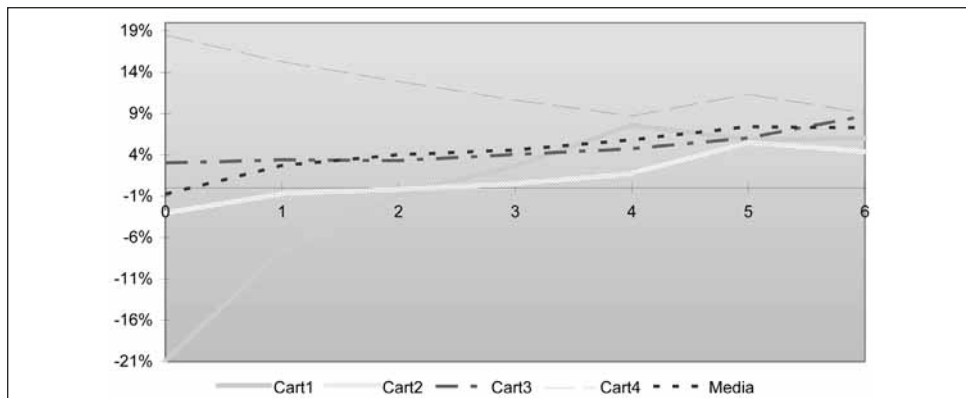
**5.3. REVERSIÓN A LA MEDIA DE LOS RESULTADOS ANORMALES**

El Gráfico 2 muestra la evolución de los resultados anormales de las cuatro carteras formadas según la rentabilidad de los títulos que las integran. Si se cumple la reversión de los resultados anormales a largo plazo, las diferencias entre los resultados anormales de las cuatro carteras deben desaparecer en el tiempo, lo que se observa con claridad.

**GRÁFICO 2**

**REVERSIÓN A LA MEDIA DE LOS RESULTADOS ANORMALES EXTREMOS**

En cada año del periodo  $t = 1993-1998$  se forman cuartiles en función de la ROE anormal observada en el periodo  $t$ . ( $x_{it}^a/bv_{t-1}$ ). La cartera 1 (4) está compuesta por las empresas con menor (mayor) ROE anormal en el periodo  $t$ . Para cada cartera se calcula la media de la ROE anormal de las empresas que componen la misma en el año  $t$  y en los años siguientes al año  $t$ , hasta 1999. El gráfico muestra la media de la evolución en los siguientes 6 años del resultado anormal medio de las 4 carteras, así como la media de la evolución del resultado anormal medio de todas las empresas de la muestra.



Además como se observa en el panel A de la Tabla 7, las empresas de la cartera 1 van mejorando progresivamente sus resultados anormales, mientras que las de la cartera 4 van empeorando. A pesar de que en el momento de formación de las carteras la diferencia de rentabilidades era casi del 40%, en cuatro años desaparece la diferencia entre ambas carteras extremas, no siendo significativa con un p-valor del 34,82%. La evidencia obtenida, pues está en consonancia con la hipótesis 11, observándose una reversión de los resultados anormales. Si bien no es significativa la diferencia en los plazos más largos, cabe destacar que la cartera 4 siempre obtiene mayores resultados anormales.

**TABLA 7**  
**REVERSIÓN A LA MEDIA DE LOS RESULTADOS ANORMALES EXTREMOS**

**Panel A: ROE anormal media observada de cada cartera (en tantos porcentuales).**

La tabla muestra la ROE anormal media observada de cada cartera en los años siguientes a su formación. Dif 4-1: Diferencia entre la ROE anormal de la cartera 4 y la 1; P-valor: P-valor del contraste de hipótesis nula de igualdad de medias de las series de ROEs anormales de las carteras 1 y 4, frente a la hipótesis alternativa de que la media de la cartera 4 es superior a la 1.

<i>ROE anormal</i>	<i>t</i>	<i>t + 1</i>	<i>t + 2</i>	<i>t + 3</i>	<i>t + 4</i>	<i>t + 5</i>	<i>t + 6</i>
Cartera 1	-20,88	-7,63	-0,76	2,66	7,60	5,83	6,05
Cartera 2	-3,07	-0,65	-0,18	0,51	1,74	5,54	4,39
Cartera 3	3,03	3,41	3,32	4,05	4,75	6,06	8,74
Cartera 4	18,49	15,27	12,88	10,64	8,71	11,34	9,07
Media	-0,73	2,72	4,03	4,61	5,84	7,42	7,29
Observaciones	566	531	420	321	231	146	67
Dif 4-1	39,37	22,91	13,64	7,97	1,11	5,51	3,02
P-Valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0032	0,3482	0,0421	0,2603

**PANEL B: Predicción de la ROE anormal de las carteras extremas según distintas persistencias (en tantos porcentuales).**

La tabla muestra la evolución de la ROE anormal prevista por el modelo de Ohlson [1995] según los distintos valores de la persistencia ( $\omega$ ). La última columna muestra el error absoluto medio de predicción (MAPE) que se cometería mediante la predicción de la ROE anormal de cada cartera con los tres parámetros de persistencia considerados ( $\omega = 0$ ,  $\omega = 0,77$ ,  $\omega = 1$ ).

<i>ROE anormal</i>	<i>t</i>	<i>t + 1</i>	<i>t + 2</i>	<i>t + 3</i>	<i>t + 4</i>	<i>t + 5</i>	<i>t + 6</i>	<i>MAPE</i>
Cartera 1 real	-20,88	-7,63	-0,76	2,66	7,60	5,83	6,05	-
Cartera 1 - $\omega = 0$	-20,88	0	0	0	0	0	0	5,09%
Cartera 1 - $\omega = 0,77$	-20,88	-16,08	-12,38	-9,53	-7,34	-5,65	-4,35	11,51%
Cartera 1 - $\omega = 1$	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	23,17%
Cartera 4 real	18,49	15,27	12,88	10,64	8,71	11,34	9,07	-
Cartera 4 - $\omega = 0$	18,49	0	0	0	0	0	0	11,32%
Cartera 4 - $\omega = 0,77$	18,49	14,24	10,96	8,44	6,50	5,01	3,85	3,15%
Cartera 4 - $\omega = 1$	18,49	18,49	18,49	18,49	18,49	18,49	18,49	7,17%

Por último, para confirmar los resultados obtenidos, comparamos la evolución real de la ROE anormal de las carteras 1 y 4 con la evolución predicha por una persistencia temporal, permanente e intermedia de los resultados anormales; lo que permite analizar qué tipo de persistencia presentan las ROEs anormales de estas dos carteras extremas. El panel B de la Tabla 7 muestra que si bien la cartera 4 de resultados anormales positivos se aproxima bien con una persistencia de  $\omega_{11} = 0,77$  (valor obtenido en el contraste del LIM de Ohlson [1995], véase Tabla 1), no sucede lo mismo con la evolución de la cartera de resultados anormales negativos. En esta última, la alternativa de tomar una persistencia alta de los resultados anormales negativos ( $\omega_{11} = 0,77$  o  $\omega_{11} = 1$ ) lleva a errores de predicción ele-



vados. Sin embargo, considerar que los resultados anormales de estas empresas son transitorios ( $\omega_{11} = 0$ ) produce menores errores de predicción. Por ello, parece ser que los beneficios anormales presentan una gran persistencia, mientras que las pérdidas anormales tienen un carácter transitorio.

#### 5.4. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Hemos realizado varios análisis de sensibilidad para confirmar los resultados obtenidos. Aunque en el estudio empírico se ha confirmado ausencia de autocorrelación, es posible que los contrastes realizados carezcan de la robustez suficiente para detectarla, por lo que hemos repetido el estudio y calculado los errores de los modelos 6, 7 y 8<sup>(17)</sup>. Para ello, estimamos la regresión lineal como si los errores estuvieran correlacionados serialmente, utilizando el procedimiento de estimación de Prais-Winsten, que se basa en el de Cochrane-Orcutt. Este análisis, a su vez, permite corroborar si al tener en cuenta la existencia de correlación serial se pueden mejorar las predicciones de los modelos. Sin embargo los resultados se mantienen prácticamente iguales aunque en los plazos más largos se observa un ligero empeoramiento en la precisión del modelo 6; en cuanto a los modelos 7 y 8 sí mejoran sensiblemente pero siguen siendo los peores en capacidad predictiva<sup>(18)</sup>.

A su vez, hemos repetido el análisis empleando el activo total en lugar del patrimonio contable como deflactor, manteniéndose los resultados conforme a lo visto en este trabajo. También dado el debate existente en la literatura sobre la conveniencia de incluir o no constantes en las regresiones y sus efectos al ajustar las funciones de los distintos modelos, hemos repetido el análisis adoptando el procedimiento utilizado por Dechow *et al.* [1995], de forma que, a pesar de estimar constantes, posteriormente las ignoramos; asignándoles un valor nulo en las funciones de los modelos, y por tanto, no afectando a las predicciones de los distintos modelos. Los resultados obtenidos son consistentes con los aquí expuestos. Igualmente se ha repetido el estudio estimando las regresiones sin constantes, manteniéndose el tenor de los resultados presentados.

Por otro lado, hemos analizado la sensibilidad de los resultados al coste de capital empleado. Puesto que diversos estudios han tomado primas por riesgos inferiores [5% en Choi *et al.*, 2004 y 4% en Ahmed *et al.*, 2000; McCrae y Nilsson, 2001, y Ota, 2002] y algunos trabajos 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%. Dado que la variación de las primas por riesgo afecta por igual a todas las observaciones y modelos, la posición relativa de cada modelo no debería sufrir variaciones. Efectivamente, los resultados no varían: el modelo 6 sigue siendo el menos sesgado en los 6 horizontes de predicción; y se observa la misma pauta en la precisión de los modelos. También hemos repetido el estudio utilizando una tasa fija del 12% para toda empresa y año [utilizada por Dechow *et al.*, 1999]. Los resultados, de nuevo, permanecen in-

(17) Nótese que los resultados de los modelos 1, 2, 4 y 5 no cambian, pues en estos modelos no es necesario estimar los parámetros. En cuanto al 3 al no haber «otra información» no hay variable omitida.

(18) Ota [2002] incorpora el efecto de la correlación serial, y evidencia una mejora en el LIM del modelo de Ohlson [1995]. Nuestros resultados no contradicen los de Ota [2002], pues este autor emplea una metodología de series temporales, y aplica el procedimiento de ajuste por autocorrelación serial exclusivamente en las empresas en las que detecta este fenómeno.

alterados, si bien se observa una ligera reducción en el sesgo de los modelos, de hecho el error de predicción del modelo 6 en los seis horizontes es significativamente insesgado.

Por último, dada la controversia existente sobre la validez o no del modelo CAPM hemos utilizado otros procedimientos alternativos para determinar el coste de capital, calculando el coste de capital implícito en el modelo de Gordon de descuento de dividendos, y en los casos más sencillos del modelo de Ohlson con parámetros de persistencias extremos<sup>(19)</sup> (las funciones de valoración pueden observarse en Dechow *et al.* [1999]). Concretamente, hemos calculado el coste de capital para cada empresa y año de la siguiente forma<sup>(20)</sup>:

$$\text{Modelo de Gordon: } P_t = \frac{d_{t+1}}{r - g_t} \Rightarrow r = \frac{d_{t+1}}{P_t} + g_t$$

$$\text{Modelo de Ohlson con } \omega = 1; P_t = \frac{1+r}{r} x_t - d_t \Rightarrow r = \frac{x_t}{P_t + d_t - x_t}$$

$$\text{Modelo de Ohlson con } \omega = 0 \text{ y } \gamma = 0; P_t = \frac{bv_t + f_t^{t+1}}{(1+r)} \Rightarrow r = \frac{bv_t + f_t^{t+1}}{P_t} - 1$$

$$\text{Modelo de Ohlson con } (\omega_{11} = 1, \gamma_1 = 0) \text{ ó } (\omega_{11} = 0, \gamma_1 = 1): P_t = \frac{f_t^{t+1}}{r} \Rightarrow r = \frac{f_t^{t+1}}{P_t}$$

Una vez estimados los costes de capital mediante estos cuatro modelos, se ha repetido el estudio, y, los resultados obtenidos se mantienen inalterados para los cuatro casos<sup>(21)</sup>.

En consecuencia podemos afirmar que la utilización de distintos deflatores (patrimonio contable y activo total), distintas metodologías (considerar o no las constantes del LIM estimados) y distintos valores del coste de capital no cambian los principales resultados obtenidos. Estos resultados son favorables a los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones del modelo de Ohlson [1995], confirmándose su validez para la predicción de los resultados anormales. Sin embargo, los resultados son totalmente contrarios a Feltham y Ohlson [1995], puesto que este modelo no capta adecuadamente los efectos del conservadurismo contable.

## 6. CONCLUSIONES

El objetivo perseguido en este trabajo es contrastar la validez de los modelos OFO, para lo que se plantean distintas aplicaciones con diversos grados de complejidad. Los modelos más sencillos sólo contemplan el neto o el resultado, mientras que los más complejos in-

(19) Basándose en el RIV Claus y Thomas [2001] y Gebhart *et al.* [2001] calculan el coste de capital implícito en los precios de mercado para cada empresa y año. Para ello, toman las predicciones de beneficios de los analistas, suponen un ratio *pay-out*, un cierto crecimiento de los beneficios hasta un horizonte temporal T y un valor terminal en ese momento. Sin embargo, no es posible aplicar directamente este procedimiento a los modelos OFO, puesto que el LIM y sus parámetros son suficientes para realizar las predicciones. Mientras que en el RIV el coste de capital es la única incógnita, en los modelos OFO aparecen los distintos parámetros del LIM (véase por ejemplo la expresión [7]).

(20) Mediante estos procedimientos es posible que el coste de capital de una empresa sea negativo o inferior al activo libre de riesgo del periodo. En estos casos, tomamos un coste de capital igual al activo libre de riesgo.

(21) Los costes de capital calculados con estos cuatro modelos presentan un valor medio en torno al 9%-10%. El valor mínimo se obtiene para el modelo de Ohlson con  $\omega = 0$  y  $\gamma = 0$ , con un  $r$  medio del 8,92%. El máximo para el modelo de Ohlson con  $\omega = 1$ , con un  $r$  medio del 9,78%. La prima por riesgo estaría en torno al 4%.

cluyen hasta dos variables «otra información»; la que es útil para predecir resultados anormales, que se mide a partir del consenso de los analistas, siguiendo la recomendación sugerida en Ohlson [2001], y la que es útil para predecir el patrimonio contable, que se mide mediante el crecimiento a largo plazo de la economía española y el cumplimiento de la relación del excedente limpio. Es de destacar la falta de referencias previas sobre el uso de esta última variable, tanto en los desarrollos teóricos como empíricos.

Otra aportación metodológica de este trabajo consiste en incorporar en las predicciones de los resultados anormales todas las implicaciones de incluir una constante en las regresiones. Ello conlleva recalcular todas las funciones de predicción incluyendo las constantes utilizadas. También queremos resaltar el rigor con el que se han medido las variables: todas se refieren a la fecha de cierre de ejercicio; se deflactan por el patrimonio neto para reducir el efecto escala sin alterar la naturaleza del LIM; se considera en el coste de capital un componente temporal y un ajuste por el riesgo sistemático de cada empresa; y se aprovecha toda la información disponible en cada periodo para realizar las estimaciones.

En cuanto a la aplicación empírica referida a las empresas no financieras cotizadas en la Bolsa de Madrid en el periodo 1991-1999, queremos destacar las siguientes conclusiones que son robustas frente a diversas alternativas metodológicas:

- Los resultados obtenidos sobre la adecuación del LIM de los modelos OFO son consistentes con los obtenidos en investigaciones previas referidas a otros países: se confirma la validez del LIM de Ohlson [1995], al encontrarse todos los parámetros dentro de sus intervalos teóricos; y se acepta su estructura uniretardo. Sin embargo, al igual que en estudios previos, la evidencia sobre el LIM de Feltham y Ohlson [1995] no es favorable. El parámetro de conservadurismo alcanza un signo contrario al esperado, y al ser ésta la principal diferencia entre Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], el análisis realizado rechaza este último.
- En cuanto a la capacidad predictiva de los distintos modelos, los basados en Ohlson [1995] predicen mejor los resultados anormales futuros; si bien es cierto que todos los modelos infravaloran los resultados anormales. Aunque, la evidencia indica que los que incluyen la «otra información», medida a partir de las predicciones de los analistas, son los que menores sesgos y mayor exactitud presentan.
- A través del análisis de la evolución de las carteras formadas teniendo en cuenta la rentabilidad anormal se detecta que efectivamente los resultados anormales revierten a cero en el largo plazo. Igualmente, se confirma que los beneficios anormales presentan una alta persistencia, mientras que las pérdidas anormales presentan un carácter transitorio.

En cuanto a las limitaciones del trabajo debemos mencionar que dada la metodología en sección cruzada utilizada, la estimación de los parámetros del LIM es la misma para todas las empresas, lo que no permite captar la posible variabilidad existente entre unas empresas y otras. Una solución sería relajar este supuesto, estudiando las características empresariales que pueden influir en los valores de dichos parámetros y, por tanto, en las predicciones resultantes. Por otra parte la evidencia encontrada en Barth *et al.* [1999] sobre la diferente persistencia de los diversos componentes de la cuenta de resultados, sugiere la posibilidad de plantear nuevos modelos que identifiquen las partidas concretas que pueden considerarse transitorias para la predicción de resultados. Se trata, pues, de limitaciones que abren nuevas oportunidades de investigación.

## REFERENCIAS

- AHMED, A. S.; MORTON, R. M., y SCHAEFER, T. F. [2000]: «Accounting Conservatism and the Valuation of Accounting Numbers: Evidence on the Feltham and Ohlson [1996] model», *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol. 15, n.º 3, Summer (Conference Issue), pp. 271-300.
- BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; HAND, J. R.M., y LANDSMAN, W. R. [1999]: «Accruals, Cash Flow, and Equity Values», *Review of Accounting Studies*, Vol. 4, n.º 3/4, December, pp. 205-229.
- BARTH, M. E.; BEAVER, W. H., y LANDSMAN, W. R. [1998]: «Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health», *Journal of Accounting and Economics*, 25, pp. 1-34.
- BAR-YOSEF, S.; CALLEN, J. L., y LIVNAT, J. [1996]: «Modeling dividends, Earnings and Book Value Equity: An empirical investigation of the Ohlson Valuation Dynamics», *Review of Accounting Studies*, Vol. 1, n.º 3, pp. 207-224.
- BAUMAN, M. P. [1999]: «An empirical Investigation of Conservatism in Book Value Measurement», *Managerial Finance* 25, n.º 12, pp. 42-54.
- BURGSTALLER, D. C., y DIGHEV, I. D. [1997]: «Earnings, Adaptation and Equity Value», *The Accounting Review*, Vol. 72, n.º 2, April, pp. 187-215.
- CALLEN, J. L., y MOREL, M. [2001]: «Linear accounting Valuation When Abnormal Earnings Are AR(2)», *Review of Quantitative Finance and Accounting* 16, pp. 191-203.
- CHOI, Y.; O'HANLON, J., y POPE, P. F. [2001]: «Linear Information Models in Residual Income-Based Valuation: A Development of the Dechow, Hutton & Sloan Empirical Approach», *Working Paper*, Lancaster University.
- CLAUS, J., y THOMAS, J. K. [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.º 5, pp. 1.629-1.666.
- COURTEAU, L.; KAO, J., y RICHARDSON, G. D. [2000]: «The Equivalence of Dividend, Cash Flows and Residual Earnings Approaches to Equity Valuation Employing Ideal Terminal Value Expressions», *Working Paper*, Université Laval. University of Alberta, University of Waterloo.
- DARRAT, A. F., y ZHONG, M. [2000]: «On testing the Random-Walk Hypothesis: A Model-Comparison Approach», *The Financial Review*, Vol. 35, n.º 3, pp. 105-124.
- DECHOW, P. M.; HUTTON, A. P., y SLOAN, R. G. [1999]: «An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model», *Journal of Accounting and Economics*, 26, pp. 1-34.
- EASTON, P. D., and SOMMERS, G. [2003]: «Scale and Scale Effects in Market-Based Accounting Research», *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 30 (1) & (2), January-March, pp. 25-55.
- EASTON, P. D.; TAYLOR, G., y SHROFF, P. K. [2000]: «Empirical Estimation of the Expected Rate of Return on a Portfolio of Stocks», *Working Paper. Ohio State University*, University of Alabama, University of Illinois.
- FELTHAM, G. A., y OHLSON, J. A. [1995]: «Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, n.º 2, Spring, pp. 689-731.
- FRANKEL, R., y LEE, C. M. C. [1998]: «Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Returns», *Journal of Accounting and Economics*, 25, pp. 283-319.
- FRANKEL, R., y LEE, C. M. C. [1999]: «Accounting Diversity and International Valuation», *Working Paper*, University of Michigan and Cornell University.
- GEBHARDT, W. R.; LEE, C. M.C., y SWAMINATHAN, B. [2001]: «Toward an Implied Cost of Capital», *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, n.º 1, pp. 135-176.
- KAPLAN, S. N., y RUBACK, S. [1995]: «The Valuation of Cash Flow Forecast: An Empirical Analysis», *The Journal of Finance*, Septiembre, pp. 1.059-1.093.
- 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*, Vol. 15, pp. 173-202.

- KOTHARI, S. P. y ZIMMERMAN, J. [1995]: «Price and Return Models», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, pp. 155-192.
- LO, K., y LYS, T. [2000]: «The Ohlson Model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, n.º 3, pp. 337-370.
- LUNDHOLM, R. J. [1995]: «A Tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson Models: Answers to Some Frequently Asked Questions», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, n.º 2, pp. 749-761.
- MCCRAE, M., and NILSSON, H. [2001]: «The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson [1995] Valuation Models», *The European Accounting Review*, Vol. 10 (2), pp. 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.º 1, pp. 1-28.
- OHLSON, J. A. [1995]: «Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, n.º 2, pp. 661-687.
- OHLSON, J. A. [1998]: «Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective», *Working Paper*, Columbia University.
- OHLSON, J. A. [2001]: «Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An empirical perspective», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, n.º 1, pp. 107-120 .
- OTA, K. [2002]: «A test of the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan», *The International Journal of Accounting*, Vol. 37, n.º 2, pp. 157-182.
- PENMAN, S. H., y SOUGIANNIS, T. [1998]: «A Comparison of Dividend, Cash Flow and Earnings Approaches to Equity Valuation», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, n.º 3, pp. 343-383.
- REVERTE, C. [2002]: «Evidencia empírica sobre la utilidad de la información financiera para la predicción de los resultados futuros», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXI, n.º 111, pp.
- SOUGIANNIS, T., y YAEKURA, T. [2001]: «The Accuracy and Bias of Equity Values Inferred from Analysts' Earnings Forecasts», *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 16, pp. 331-362.
- STOBER, T. L. [1996]: «Do Prices Behave As If Accounting Book Values Are Conservative? Cross Sectional Tests of the Feltham and Ohlson [1995] Valuation Model», *Working Paper*; University of Notre Dame.
- WILLIAMS, J. [1938]: *The Theory of Investment Value*, Harvard University Press, Cambridge, MA.

### APÉNDICE I: CÁLCULO DE LA FUNCIÓN DE EXPECTATIVAS DEL MODELO DE OHLSON [1995] CUANDO SE INCLUYE UN CONSTANTE EN LAS ECUACIONES DEL LIM

Incluyendo un constante la dinámica de la información queda:  $x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$   
 $v_{1t+1} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1}$

Si llamamos:  $y_t = \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_{1t} \end{pmatrix}$ ;  $H = \begin{pmatrix} \omega_{11} & 1 \\ 0 & \gamma_1 \end{pmatrix}$ ;  $C = \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \gamma_{10} \end{pmatrix}$ , se cumple:

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

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

⋮

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

Realizando los cálculos de esta última expresión obtenemos que:

$$Hy_t = \begin{pmatrix} \omega_{11}^\tau & \sum_{j=1}^{\tau} \gamma_1^{j-1} \omega_{11}^{\tau-j} \\ 0 & \gamma_1^\tau \end{pmatrix} y_t = \begin{pmatrix} \omega_{11}^\tau & \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_1^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} \\ 0 & \gamma_1^\tau \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_{1t} \end{pmatrix};$$

$$(H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \dots + H + D)C = \begin{pmatrix} \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} & \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_1} \left( \frac{\omega_{11} - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_1 - \gamma_1^\tau}{1 - \gamma_1} \right) \\ 0 & \frac{1 - \gamma_1^\tau}{1 - \gamma_1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \gamma_{10} \end{pmatrix}$$

Una vez calculadas estas matrices obtenemos la expresión:

$$E_t[x_{t+\tau}^a] = (1 \ 0) E_t[y_{t+\tau}] =$$

$$= \omega_{11}^\tau x_t^a + \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_1^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} v_{1t} + \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} \omega_{10} + \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_1} \left( \frac{\omega_{11} - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_1 - \gamma_1^\tau}{1 - \gamma_1} \right) \gamma_{10} \tag{19}$$

**CASOS PARTICULARES:**

- Modelos que ignoran la «otra información». Haciendo  $v_{1t} = \gamma_{10} = \gamma_1 = 0$  en las funciones anteriores, obtenemos el modelo 3, en el que el cálculo de la función de expectativas y la función de valoración

$$\text{queda: } E_t[x_{t+\tau}^a] = (1 \ 0) E_t[y_{t+\tau}] = \omega_{11}^\tau x_t^a + \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} \omega_{10}$$

El modelo 1 no considera constantes y  $\omega_{11} = 0$ , por lo que  $E_t[x_{t+\tau}^a] = 0$ ;

El modelo 2 no considera constantes y  $\omega_{11} = 1$ , por lo que  $E_t[x_{t+\tau}^a] = x_t^a$

- Modelos que incorporan la «otra información».

Esta variable «otra información» se mide a partir de la expresión [5]:

$$v_{1t} = E_t[x_{t+1}^a] - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a = f_t^{a,t+1} - rbv_{1t} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a$$

Introduciendo esta expresión en la [19] se obtiene el modelo 6:

$$E_t[x_{t+\tau}^a] = - \frac{\omega_{11}\gamma_1(\omega_{11}^{\tau-1} - \gamma_1^{\tau-1})}{\omega_{11} - \gamma_1} x_t^a + \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_1^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} f_t^{a,t+1} + \left( \frac{1 - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\omega_{11}^\tau - \gamma_1^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} \right) \omega_{10} + \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_1}$$

$$\left( \frac{\omega_{11} - \omega_{11}^\tau}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_1 - \gamma_1^{\tau-1}}{1 - \gamma_1} \right) \gamma_{10}$$

El modelo 4 no necesita incluir constantes en las regresiones al no ser necesario estimar las persistencias. Considera parámetros de persistencias transitorios ( $\omega_{11} = \omega_{12} = 0$ ). Estas limitaciones ofrecen la siguiente función:  $E_t[x_{t+1}^a] = f_t^{a,t+1}$ ;  $E_t[x_{t+\tau}^a] = 0$  si  $\tau > 1$ .

El modelo 5 no necesita incluir constantes en las regresiones, y considera que uno de los parámetros de persistencias es transitorio y el otro permanente ( $\omega_{11} = 1$ ,  $\gamma_1 = 0$  ó  $\omega_{11} = 1$ ,  $\gamma_1 = 0$ ). Estas limitaciones ofrecen la siguiente función en ambos casos:  $E_t[x_{t+\tau}^a] = f_t^{a,t+1}$ .

## APÉNDICE II: CÁLCULO DE LA FUNCIÓN DE EXPECTATIVAS DEL MODELO DE FELTHAM Y OHLSON [1995] EN EL QUE SE INCLUYEN CONSTANTES EN LAS ECUACIONES DEL LIM

A partir del LIM del caso más general (modelo 8), podemos obtener todos los modelos utilizados en este trabajo y que están basados en Feltham y Ohlson [1995]:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{20} + \omega_{22}bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_1v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_{20} + \gamma_2v_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned}$$

Para calcular las predicciones realizadas por los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] hemos seguido el mismo procedimiento utilizado en el apéndice I. Sin embargo, esto nos llevaría a mostrar expresiones muy complejas. Así pues, por simplicidad en la exposición mostramos a continuación un procedimiento recursivo para calcular estas predicciones que es totalmente equivalente al utilizado. Tomando esperanzas en el LIM para el periodo  $t + 1$ :

$$\begin{aligned} E_t[x_{t+1}^a] &= \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + v_{1t}; & E_t[v_{1t+1}] &= \gamma_{10} + \gamma_1v_{1t} \\ E_t[bv_{t+1}] &= \omega_{20} + \omega_{22}bv_t + v_{2t}; & E_t[v_{2t+1}] &= \gamma_{20} + \gamma_2v_{2t} \end{aligned}$$

Una vez calculada la predicción de las variables relevantes en el periodo  $t + 1$ , podemos realizar los cálculos para el periodo  $t + 2$ :

$$\begin{aligned} E_t[x_{t+2}^a] &= \omega_{10} + \omega_{11}E_t[x_{t+1}^a] + \omega_{12}E_t[bv_{t+1}] + E_t[v_{1t+1}]; & E_t[v_{1t+2}] &= \gamma_{10} + \gamma_1E_t[v_{1t+1}] \\ E_t[bv_{t+2}] &= \omega_{20} + \omega_{22}E_t[bv_{t+1}] + E_t[v_{2t+1}]; & E_t[v_{2t+2}] &= \gamma_{20} + \gamma_2E_t[v_{2t+1}] \end{aligned}$$

Dado que los valores de las expectativas para el periodo  $t + 1$  ya habrán sido calculados, todas las expectativas para el periodo  $t + 2$  dependen de valores conocidos. Si seguimos de forma recursiva hasta el periodo  $t + \tau$ :  $E_t[x_{t+\tau}^a] = \omega_{10} + \omega_{11}E_t[x_{t+\tau-1}^a] + \omega_{12}E_t[bv_{t+\tau-1}] + E_t[v_{1t+\tau-1}]$

donde:

$$\begin{aligned} E_t[bv_{t+\tau}] &= \omega_{20} + \omega_{22}E_t[bv_{t+\tau-1}] + E_t[v_{2t+\tau-1}] \\ E_t[v_{1t+\tau}] &= \gamma_{10} + \gamma_1E_t[v_{1t+\tau-1}] \\ E_t[v_{2t+\tau}] &= \gamma_{20} + \gamma_2E_t[v_{2t+\tau-1}] \end{aligned}$$

Caso especial:

Modelo 7: Se ignora la segunda variable de la «otra información». Si introducimos la restricción:

$$v_{2t} = \gamma_2 = 0 : \rightarrow E_t[x_{t+\tau}^a] = \omega_{10} + \omega_{11}E_t[x_{t+\tau-1}^a] + \omega_{12}E_t[bv_{t+\tau-1}] + E_t[v_{1t+\tau-1}]$$

$$\text{donde: } E_t[bv_{t+\tau}] = \omega_{20} + \omega_{22}E_t[bv_{t+\tau-1}]; \text{ y } E_t[v_{1t+\tau}] = \gamma_{10} + \gamma_1E_t[v_{1t+\tau-1}]$$