

## ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA UTILIZACIÓN DE LOS PRONÓSTICOS DE LOS ANALISTAS FINANCIEROS EN LA VALORACIÓN DE LAS ACCIONES

Sonia Caro Fernández, Universidad de Sevilla

### RESUMEN

Este trabajo presenta un análisis empírico de la validez de la Dinámica Lineal de Información que sustenta la aproximación a la valoración de empresas basada en magnitudes contables propuesta por Ohlson (1995). La aproximación empleada incorpora los pronósticos de los analistas financieros como subrogado de *otra información*, tal y como propone Ohlson (2001). Los resultados de un análisis basado en series temporales de precios, pronósticos, resultados y valor contable de los fondos propios correspondientes a una muestra de empresas españolas, ponen de manifiesto que existen razones fundadas para dudar de la validez empírica del modelo.

**PALABRAS CLAVE:** Valoración de Empresas, Análisis Fundamental, Dinámica Lineal de Información.

### ABSTRACT

This paper provides an empirical test of the Linear Information Dynamics underlying Ohlson's (1995) approach to firm valuation based on accounting numbers within the context of Spanish capital markets. The model used incorporates financial analysts forecasts as a subrogated of the *other information* variable proposed by Ohlson (2001). Results of a time-series analysis of prices, forecasts, earnings and book values for a sample of Spanish listed companies reveal that there might be a consistent basis to claim that Ohlson's valuation model is not valid in practice.

**KEY WORDS:** Firm Valuation, Fundamental Analysis, Linear Information Dynamics.

## 1. INTRODUCCIÓN: LA VUELTA DEL ANÁLISIS FUNDAMENTAL

Los años noventa han supuesto para la investigación contable orientada al mercado de capitales un claro punto de inflexión. Ello se debe a que en esa década se dieron cambios en los planteamientos y en el objetivo que sirve de guía para este tipo de investigación. El interés se centró de nuevo en la determinación del valor de la empresa a partir de la información públicamente disponible, es decir, en el denominado Análisis Fundamental, disciplina que había tenido un escaso desarrollo en los últimos años, al menos en cuanto a investigación se refiere.

Como afirma Penman (1992), la razón que justifica la escasa preocupación por el análisis del valor intrínseco de la empresa y, en consecuencia, el débil desarrollo del Análisis Fundamental es, principalmente, el interés que a partir de los años sesenta suscitó el análisis de la eficiencia del mercado. La aceptación de la idea de eficiencia constituyó la base sobre la que se fundamentaron gran cantidad de trabajos que, durante casi tres décadas, se

centraron en el estudio de los precios sin llevar a cabo un análisis previo del valor. Así se produce un cambio en la orientación de una parte de la investigación hacia la explicación del precio, ya que si se asume que los mercados son eficientes, el precio de un título es un estimador insesgado del valor, por lo que el análisis de éste puede carecer de interés. El mayor protagonismo adquirido por la información contable se materializa en una gran cantidad de estudios empíricos que, principalmente, a partir de los años sesenta con los trabajos de Ball y Brown (1968) y Beaver (1968), tratan de analizar la respuesta del mercado de capitales a la información contable.

El argumento empleado es fácilmente sintetizable: la información reflejada en los estados contables será útil para la toma de decisiones si la publicación de la cifra de resultados obtenidos por una empresa, cuando éstos difieren del nivel esperado por el mercado, provoca la revisión por parte de los inversores de sus expectativas sobre los cash flows futuros y, por tanto, la modificación del precio. Así se impulsó una nueva línea de investigación contable orientada a explicar el comportamiento del precio a partir de las cifras de los estados financieros.

Sin embargo, a finales de los 80 comienzan a proliferar los trabajos que, enmarcados dentro de esta disciplina, adoptan como objetivo la determinación y el análisis del valor de la empresa, haciendo especial hincapié en el estudio de sus determinantes fundamentales. Estos cambios se han visto impulsados, sin duda, por la constatación de la existencia de numerosas anomalías en el comportamiento del mercado y, especialmente, por la capacidad de las variables fundamentales para explicar las diferencias en las rentabilidades obtenidas por los títulos en el mercado, lo que abrió el camino para el diseño de estrategias de inversión que permitían obtener rentabilidades anormales positivas. Como consecuencia, comienzan a cuestionarse las teorías financieras modernas y, en particular, la hipótesis de eficiencia de los mercados y el modelo de valoración de activos financieros CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Ante este complicado panorama, el análisis de los datos fundamentales y, con ello, el desarrollo del Análisis Fundamental, va cobrando mayor interés cuantas más diferencias existan entre el precio de un título y su valor intrínseco.

Así, se produce un cierto cambio en la tendencia de la investigación cuyo propósito, alejándose del énfasis en tratar de explicar el comportamiento del precio, se centra en la determinación del valor intrínseco de los títulos, a partir de sus expectativas de crecimiento y generación de beneficios. Ello implica un análisis previo de la información financiera (y no financiera) públicamente disponible, es decir, de las bases o fundamentos sobre los que se sostiene el valor analizado, con el propósito de descubrir las relaciones empíricas existentes entre la información actual (datos observados) y los atributos futuros que definen el valor de la empresa, el cuál una vez estimado podrá ser comparado con el precio observado para determinar en qué medida el mercado se acerca o aleja del valor intrínseco. El Análisis Fundamental permite detectar esas minusvaloraciones o sobrevaloraciones, esperando que antes o después el mercado converja a la valoración correcta. Por tanto, la eficiencia ya no es necesaria para el análisis, ya que son precisamente las anomalías documentadas en el comportamiento del mercado la base de este tipo de acercamientos a la hora de invertir.

Dentro de esta línea se encuentran los trabajos Ohlson (1995) y Feltham y Ohlson (1995, 1996) quienes como impulsores de esta nueva corriente, parten del modelo de descuento de dividendos propuesto por Williams (1938) y establecen que el valor de una compañía viene determinado fundamentalmente por tres variables: el resultado residual, el valor contable de los recursos propios y *otra información*, cuyos comportamientos futuros

se modelizan a través de unas ecuaciones a las que denominan *dinámica lineal de información*” (en lo sucesivo DLI), que serán las que permitan vincular la información disponible con el valor esperado en el futuro.

En los últimos años estos trabajos han tenido un fuerte impacto en la investigación contable orientada al mercado de capitales. Buena prueba de ello son los numerosos estudios que, con diferentes fines o propósitos, lo han tomado como referencia, así como los halagos que han recibido de autores como Bernard (1995) o Lundholm (1995), entre otros. Ahora bien, pese a suponer un importante impulso para este tipo de investigación, estos trabajos también ha sido objeto de fuertes críticas que han puesto en tela de juicio su validez. No obstante, a pesar de la polémica suscitada, el modelo constituye la aproximación al valor que actualmente parece gozar de mayor aceptación especialmente en la investigación contable.

El propósito de este trabajo es analizar empíricamente el modelo propuesto por Ohlson (1995) para una muestra de empresas españolas que cotizan en la Bolsa de Madrid. Para ello vamos a incorporar en el modelo los pronósticos emitidos por los analistas financieros como variable que, según sugiere el propio Ohlson (2001), puede resultar un buen subrogado de información relevante para determinar el valor de la empresa. Las ecuaciones representativas de la dinámica de información, a través de las cuales se especifica el comportamiento en series temporales de las variables que intervienen en el modelo, se podrán asumir como válidas en la medida en que los valores de los parámetros se ajusten a las restricciones impuestas en el planteamiento teórico y tengan capacidad para predecir los resultados anormales futuros. Por tanto, nuestro análisis va encaminado, en primer lugar, a investigar si se verifican o no las dos cuestiones anteriores. En segundo lugar y con el fin de determinar si las estimaciones realizadas sobre la base del modelo constituyen una medición eficiente del valor intrínseco de las empresas ( $V_t$ ), alrededor del cual se espera que graviten los precios observados en el mercado ( $P_t$ ), comparamos ambas magnitudes y evaluamos en qué medida es posible obtener una rentabilidad positiva a partir del desarrollo de una estrategia de inversión basada en el ratio valor intrínseco-precio de mercado.

La estructura del documento es la siguiente: la sección segunda presenta el planteamiento del modelo de Ohlson (1995, 2001), la sección tercera analiza, tanto desde el punto de vista teórico como empírico, *otra información*, variable clave del modelo. La cuarta sección presenta el diseño de nuestra investigación, la quinta contiene una discusión de los resultados obtenidos y en la sexta se exponen las conclusiones del estudio y las implicaciones que en nuestra opinión tienen para la investigación contable relacionada con la valoración de empresas.

## 2. VALORACIÓN DE ACCIONES: EL MODELO DE OHLSON (1995)

La *dinámica lineal de información* presentada por Ohlson (1995) permite expresar el valor de la empresa ( $V_t$ ) en función de magnitudes contables actuales en lugar de emplear valores futuros esperados, esto es:

$$V_t = B_t + \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 z_t \quad \alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{(1+r - \omega_{11})}; \quad \alpha_2 = \frac{(1+r)}{(1+r - \omega_{11})(1+r - \gamma_{11})} \quad (1)$$

Donde  $B_t$  representa el valor contable de los recursos propios,  $X_t^a$  el valor de los resultados anormales o residuales<sup>1</sup>,  $z_t$  es la variable representativa de *otra información* y, por último,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  son los coeficientes del resultado residual y de *otra información*, respectivamente, definidos a partir de los valores de los parámetros  $\omega_1$  y  $\gamma_1$  de las ecuaciones de comportamiento dinámico y de una tasa de descuento estimada,  $r$ :

La función de valoración anterior (1) se obtiene asumiendo que los resultados anormales y *otra información* siguen un proceso autorregresivo, tal y como se desprende de las ecuaciones (2) y (3) representativas de la DLI:

$$X_{t+1}^a = \omega_1 X_t^a + z_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (2)$$

$$z_{t+1} = \gamma_1 z_t + \varepsilon_{2,t+1} \quad (3)$$

Siendo:  $\omega_1$  el parámetro de persistencia que recoge en qué medida el nivel de resultado anormal actual se mantendrá en el futuro ( $0 \leq \omega_1 < 1$ ),  $\gamma_1$  el parámetro asociado a la variable *otra información* ( $0 \leq \gamma_1 < 1$ ) y  $\varepsilon_{j,t+i}$  el término error. La especificación de la serie temporal de resultados anormales como un proceso autorregresivo, cuyos parámetros  $\omega_1$  y  $\gamma_1$  se encuentran comprendidos entre 0 y 1, es coincidente con la idea de que las rentas, aún cuando pueden persistir durante un tiempo, no pueden mantenerse indefinidamente como consecuencia de la actuación de las fuerzas competitivas que, tarde o temprano, causarán un deterioro en los resultados anormales positivos, forzando así su convergencia a cero a lo largo del tiempo<sup>2</sup>. Junto a ello, la consideración de *otra información* reduce la rigidez del modelo, y se fundamenta en que es de esperar que el resultado residual histórico, el único determinante del valor.

En definitiva, la dinámica consiste en el establecimiento de un modelo concreto de pronóstico de resultados residuales basado en su serie histórica, incorporando en el análisis *otra información*, variable escalar que, en un primer momento, fue definida de forma un tanto imprecisa como: *información distinta de los resultados residuales (...), que debería ser considerada como un resumen de acontecimientos que poseen valor relevante pero que aún no han tenido impacto en los estados financieros* (Ohlson 1995: 668). Aunque en un trabajo posterior (Ohlson, 2001), precisando un poco más, establece la posibilidad de utilizar para su estimación los pronósticos de resultados contables a un año realizados por los analistas financieros. La validez empírica de este planteamiento será la que contrastemos en el presente documento.

### 3. LA VARIABLE “OTRA INFORMACIÓN”: EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

La validez empírica de la DLI presentada ha sido, entre otros, por Bar-Yosef, Callen y Livnat (1996), Dechow, Hutton y Sloan (1999), Morel (1999, 2003), Myers (1999), Francis, Olsson y Oswald (2000b), Callen y Morel (2001), y Choi, O’Hanlon y Pope (2001), tomando todos ellos como referencia muestras de empresas cotizadas

<sup>1</sup> Esta variable no es más que la diferencia entre el resultado obtenido por la empresa ( $X_t$ ) y el que resultaría de la aplicación de la tasa de retorno requerida por el mercado al valor contable de los recursos propios,  $X_t^a = X_t - rB_{t-1}$

<sup>2</sup> El límite inferior impone la restricción de que la persistencia de los resultados anormales tiene que ser nula o positiva. De no ser así se estaría considerando la posibilidad de una alternancia continua de signos en los valores de la variable, lo cual no se podría justificar con un razonamiento económico ni se correspondería con lo observado empíricamente. Por otra parte, con el límite superior se pretende establecer que los resultados anormales muestren un comportamiento estacionario a lo largo del tiempo.

en los mercados de valores estadounidenses<sup>3</sup>. Cada una de estas investigaciones, aún cuando tienen como punto de partida el modelo de Ohlson (1995), difieren en cuanto a planteamientos y resultados, siendo uno de los aspectos destacables el tratamiento dado a la variable *otra información*.

En general, esta variable ha sido objeto de un tratamiento poco riguroso por parte de los estudios que han contrastado empíricamente las ecuaciones representativas de la DLI o han estimado la función de valoración que de ellas se deriva, argumentándose que no es observable y que no posee un contenido empírico concreto. Los investigadores han adoptado tres posiciones frente a este problema: utilizar diferentes variables que pudieran actuar como subrogados de la variable *información*, incorporar su efecto en el modelo de valoración a través de una constante (con lo que se pasa por alto su comportamiento autorregresivo) o, sencillamente, ignorarla.

Ohlson (2001: 112) señala que *igualar  $z_t$  a cero, aún cuando puede resultar de interés analítico, reduce severamente el contenido empírico del modelo (...)*, ya que con ello se estaría considerando que las expectativas de resultados anormales están basadas únicamente en la información contenida en los resultados anormales corrientes, lo que sin duda representa una hipótesis bastante restrictiva. Además, este planteamiento puede conllevar importantes errores en la estimación que cuestionarían la validez de la interpretación dada a la regresión estimada. Tal y como se defiende en el marco teórico del modelo, el parámetro  $\gamma_{11}$  está comprendido entre 0 y 1, ( $0 \leq \gamma_{11} < 1$ ). En el caso de que  $\gamma_{11} \neq 0$ , la omisión de  $z_t$  implicaría que esta variable entraría a formar parte del término error, de forma que si la media de  $z_t$  es distinta de cero y esta variable está correlacionada en el tiempo, existirá una correlación serial (autocorrelación) en los residuos, lo que sería contrario a las hipótesis establecidas por Ohlson (1995). En definitiva, se estaría cometiendo un sesgo de especificación debido a la omisión de una variable relevante.

La introducción en la ecuación que describe el comportamiento de los resultados anormales de un término constante evita la necesidad de investigar, definir y explicar qué variables pueden aproximarse a  $z_t$ . Sin embargo, como señalan Lo y Lys (2000: 348) esta aproximación se ha justificado sobre la base de una interpretación errónea de la definición que sobre  $z_t$  realiza Ohlson (1995: 668), según la cual, como ya se ha recogido,  $z_t$  es “*información distinta a la contenida en los resultados anormales*”. Ello ha llevado a los investigadores a argumentar que el término constante puede resultar un buen subrogado de *otra información*, ya que  $z_t$  no está correlacionada con  $X_t^a$ . No obstante, si  $\gamma_{11} \neq 0$  basta escribir el modelo en el instante  $t$  para verificar que la variable explicativa  $X_t^a$  está correlacionada con  $z_{t-1}$ , la cual a su vez está correlacionada con  $z_t$ , por lo que  $X_t^a$  y  $z_t$  estarán correlacionadas. En definitiva, si  $z_t$  tiene un comportamiento autorregresivo, es previsible que el término constante aún cuando pueda mejorar el modelo, no esté capturando esta variable. En tal caso, al omitir  $z_t$  se estaría ante las mismas dificultades mencionadas anteriormente con respecto a la omisión de una variable relevante correlacionada.

El primero de los trabajos en que se estima la dinámica de Ohlson (1995) con un término constante fue el de Myers (1999). A nuestro juicio, la validez de sus resultados y conclusiones está limitada por la incorrecta especificación de ese término en la función de valoración. Este error está también presente en otros estudios que,

<sup>3</sup> Trabajos realizados en otros mercados son Ota (2002) para japonés y de McCrae y Nilsson (2001) para el sueco.

como el de Francis, Olsson y Oswald (2000a), han tomado como base la especificación de los coeficientes realizada por Myers (1999). La introducción de un término constante en la DLI ha sido también la opción elegida, entre otros, por Morel (2003), Ota (2002), Callen y Morel (2001), McCrae y Nilsson (2001), Choi, O'Hanlon y Pope (2001) y Dechow, Hutton y Sloan (1999). Algunos de estos trabajos presentan, además, un problema metodológico importante ya no incluyen este término en la función de valoración, a pesar de ser incorporado en la expresión que describe el comportamiento de los resultados anormales.

Otra alternativa para el tratamiento de la variable *otra información* ha consistido en asignarle un contenido empírico concreto, mediante la utilización de distintos subrogados. Así, por ejemplo, Guenther y Trombley (1994) emplean la variable “*reserva LIFO*”, Hand y Landsman (1999) los dividendos, Barth, Beaver, Hand y Landsman (1999) los ajustes por periodificación y los flujos de tesorería, Dechow, Hutton y Sloan (1999) la diferencia entre los pronósticos de resultados realizados por los analistas y los resultados anormales determinados según el parámetro de persistencia estimado y, por último, Myers (1999) considera que los atrasos en los pedidos suministrados por la compañía podrían resultar un buen subrogado de información que, siendo conocida por los participantes en el mercado, no ha sido aún incorporada por el sistema contable.

Por su parte Ohlson (2001) subraya que, aunque  $z_t$  no resulte directamente observable, sí puede deducirse su valor a partir de la influencia que ejerce en las expectativas de resultados anormales, y para ello propone emplear las estimaciones de resultados proporcionadas por los analistas. De acuerdo con esto,  $z_t$  se define como la diferencia entre el consenso (promedio) en los pronósticos de los analistas financieros sobre los resultados futuros ( $f_t^{t+1}$ ), asumiendo que representan una medida razonable de los resultados esperados, y la persistencia de los resultados anormales corrientes. Según la dinámica planteada en Ohlson (1995), las expectativas de los resultados anormales esperados siguen un proceso autorregresivo, es decir:

$$E[X_{t+1}^a] = \omega_1 X_t^a + z_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (4)$$

Despejando de la ecuación (5) la variable *otra información*:

$$z_t = E[X_{t+1}^a] - \omega_1 X_t^a = E[X_{t+1}^a] - rB_t - \omega_1 X_t^a \quad (5)$$

Y asumiendo que los pronósticos de los analistas representan una aproximación adecuada de los resultados:

$$E[X_{t+1}^a] = f_t^{t+1} \quad \text{Entonces:} \quad z_t = f_t^{t+1} - \omega_1 X_t^a = (f_t^{t+1} - rB_t) - \omega_1 X_t^a \quad (6)$$

Es decir,  $z_t$  viene determinada por la diferencia entre las expectativas de resultados anormales a un año, empleando toda la información disponible y el pronóstico de resultado anormal para el próximo ejercicio basado únicamente en el proceso autorregresivo. Para esta alternativa, la función de valoración se puede obtener sustituyendo la definición de la variable  $z_t$  (expresión 6) en la función de valoración (expresión 1):

$$V_t = B_t + \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 (f_t^{at+1} - \omega_1 X_t^a) = B_t + (\alpha_1 - \alpha_2 \omega_1) X_t^a + \alpha_2 f_t^{at+1} \quad (9)$$

La sugerencia de Ohlson (2001) ha sido seguida por muchos trabajos, aunque en nuestra opinión lleva aparejado un importante problema de circularidad que aún no está del todo resuelto. En concreto, para estimar  $z_t$  se precisa conocer el valor de  $\omega_1$ , cuya estimación requiere a su vez el conocimiento previo de  $z_t$ .

Los investigadores han ideado varias soluciones para paliar, en la medida de lo posible, este inconveniente. Por una parte, Dechow, Hutton y Sloan (1999), Hand y Landsman (1999), McCrae y Nilsson (2001) y Choi, O'Hanlon y Pope (2001) han optado por estimar el parámetro de persistencia ( $\omega_{11}$ ) a partir de una dinámica de resultados anormales que no tiene en cuenta la existencia de  $z_t$  y, posteriormente, sustituyen el valor obtenido en la dinámica de *otra información*, tomando como base la sugerencia de Ohlson (2001) para el cálculo de  $\gamma_{11}$ . El problema que plantea esta aproximación es que, para obtener  $\omega_{11}$  se está omitiendo de la regresión una variable relevante, lo que tiene consecuencias importantes para la estimación del coeficiente, tal y como se comentó con anterioridad. Otra de las soluciones posibles al problema que representa la inclusión de *otra información* en el modelo, consiste en evitar la estimación de la dinámica y determinar los valores de los parámetros a partir de la función de valoración, asumiendo que el precio de mercado es un buen subrogado del valor. Por último, cabe la posibilidad de introducir en el modelo el efecto de *otra información* sin acometer la difícil tarea de especificar esta variable, por ejemplo, Ota (2002) considera que el error cometido al no considerar *otra información* puede ser un subrogado de  $z_t$ .

#### 4. DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN

Para la evaluación empírica de la dinámica de información planteada en Ohlson (1995) optamos por la realización de estimaciones basadas en series temporales, ya que fue así como el modelo fue planteado originariamente por Ohlson (1995). No obstante, el análisis de series temporales implica asumir la estabilidad en el tiempo de los coeficientes y presenta, además, dos potenciales inconvenientes: la posible autocorrelación del error y la ausencia de estacionariedad en las series. Para superarlos, empleamos el estadístico  $h$  de Durbin-Watson, que permite detectar la autocorrelación, y mitigamos en la medida de lo posible los efectos de la ausencia de estacionariedad deflactando las variables, dividiéndolas entre el activo total ( $AT$ ) de la empresa<sup>4</sup>.

Para los propósitos de nuestra investigación consideramos dos periodos. Los parámetros fueron estimados a partir de los valores de las variables observados entre 1991 y 1998<sup>5</sup>. Utilizando las DLI así obtenidas y sus correspondientes funciones de valoración, calculamos los resultados anormales previstos y el valor de las compañías para el periodo 1999-2001 y los comparamos con los valores reales observados. En concreto las dinámicas analizadas son dos. El cuadro 1 presenta las expresiones representativas:

<b>Cuadro 1: Expresiones representativas de las dinámicas analizadas</b>	
<b>Panel A: Ecuaciones de comportamiento dinámico</b>	
<b>DLI(1)</b>	$X_{t+\tau}^a = \omega_{11} X_{t+\tau-1}^a + z_{1,t+\tau-1}$ $z_{1,t+\tau} = \gamma_{11} z_{1,t+\tau-1}$
<b>DLI(2)</b>	$f_{t+\tau}^{at+\tau+1} - \omega_{11} X_{t+\tau}^a = \omega_{11} X_{t+\tau}^a + \gamma_{11} f_{t+\tau-1}^{at+\tau} + \omega_{11} \gamma_{11} X_{t+\tau-1}^a$
<b>Panel B: Estimación de los resultados anormales</b>	

<sup>4</sup> El empleo de otras variables como deflactores no altera significativamente los resultados obtenidos.

<sup>5</sup> Tomamos como año de partida 1991 en el que la información contable comienza a elaborarse de acuerdo con las directrices marcadas por el nuevo Plan General de Contabilidad, con objeto de que los datos empleados sean lo más homogéneos posible.

<b>Cuadro 1: Expresiones representativas de las dinámicas analizadas</b>	
	$E[X_{99}^a] = \omega_1 X_{98}^a + z_{99} = \omega_1 X_{98}^a + (f_{98}^{a99} - \omega_1 X_{98}^a)$
<b>DLI(1,2)</b>	$E[X_{00}^a] = \omega_1 E[X_{99}^a] + E[z_{99}] = \omega_1 f_{98}^{a99} + \gamma_{11} (f_{98}^{a99} - \omega_1 X_{98}^a)$
	$E[X_{01}^a] = \omega_1 E[X_{00}^a] + E[z_{00}] = \omega_1^2 f_{98}^{a99} + (\omega_1 \gamma_{11} + \gamma_{11}^2) (f_{98}^{a99} - \omega_1 X_{98}^a)$
<b>Panel C: La función de valoración</b>	
<b>DLI(1,2)</b>	$V_t = B_t + (\alpha_1 - \omega_1 \alpha_2) X_t^a + \alpha_2 f_t^{a,t+1}; \alpha_1 = \frac{\omega_1}{(1+r-\omega_1)} \quad \alpha_2 = \frac{(1+r)}{(1+r-\omega_1)(1+r-\gamma_{11})}$

Las dinámicas analizadas, siguiendo la propuesta de Ohlson (2001) incorporan como subrogado de *otra información* los pronósticos emitidos por los analistas financieros. A pesar del posible problema de circularidad existente, los parámetros para el modelo denominado DLI(1) son estimados del mismo modo que en Dechow, Hutton y Sloan (1999), Hand y Landsman (1999), McCrae y Nilsson (2001) y Choi, O'Hanlon y Pope (2001), con el fin de obtener resultados que sean comparables con los de estos trabajos. Así, estimamos el parámetro de persistencia ( $\omega_1$ ) a partir de una dinámica de resultados anormales que no considera la existencia de  $z_t$  y, posteriormente, incorporamos el valor obtenido en la dinámica de *otra información* para estimar la persistencia de esta variable. Para paliar en la medida de lo posible el problema de la circularidad, analizamos el mismo modelo estimando una regresión no lineal<sup>6</sup>, a la que denominamos DLI(2). Así, sustituyendo la definición de  $z_t$  (expresión 6) en la expresión 3, y, simplificando:  $f_{t+\tau}^{a,t+\tau+1} - \omega_1 X_{t+\tau}^a = \omega_1 X_{t+\tau}^a + \gamma_{11} f_{t+\tau-1}^{a,t+\tau} + \omega_1 \gamma_{11} X_{t+\tau-1}^a$ .

Una vez calculados los coeficientes de las distintas variables en cada una de las dinámicas, empleamos estas estimaciones para pronosticar el resultado anormal futuro a uno, dos y tres años, es decir, el correspondiente a los ejercicios 1999, 2000 y 2001. Esta estimación se realiza para cada una de las empresas de la muestra a partir de los parámetros obtenidos. Con el objetivo de contrastar si los resultados anormales que se derivan de los distintos modelos predicen razonablemente los resultados anormales futuros, realizamos un análisis comparativo de los valores obtenidos con las magnitudes reales. Para ello, calculamos para cada año y para el conjunto de la muestra, dos medidas tradicionalmente empleadas e indicativas del sesgo y la precisión o exactitud de los pronósticos que son el "error de pronóstico medio" y "el error de pronóstico medio en valor absoluto", respectivamente. Siendo  $j$  el subíndice representativo del año,  $N$  el número de empresas y  $n$  el número de años:

$$EPM_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[X_{i,j}^a] - X_{i,j}^a / |X_{i,j}^a|; \quad EPM = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (E[X_{i,j}^a] - X_{i,j}^a / |X_{i,j}^a|) \right)$$

$$EPMVA_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |E[X_{i,j}^a] - X_{i,j}^a / |X_{i,j}^a||; \quad EPMVA = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n |E[X_{i,j}^a] - X_{i,j}^a / |X_{i,j}^a|| \right)$$

El *EPM* indica si el error resulta sistemáticamente positivo o negativo, lo que sería indicativo de la existencia de un sesgo optimista (pronósticos superiores a los valores reales) o pesimista (pronósticos inferiores a los valores reales), respectivamente; o si, por el contrario, el error se encuentra próximo a cero, en cuyo caso se diría que las estimaciones resultan insesgadas. Sin embargo, esta medida no es adecuada si lo que se está tratando de evaluar es la precisión del error, ya que aunque los pronósticos sean insesgados pueden resultar bastante inexactos si su

<sup>6</sup> Como se puede observar, la DLI en sí es la misma, siendo la forma en la que se estiman los parámetros la única diferencia significativa.



proximidad a cero es consecuencia de la compensación entre elevados valores positivos y negativos. Así pues, empleamos también el *EPMVA* como medida complementaria del *EPM*.

Además, si se asume que el mercado es eficiente, cualquier modelo de valoración válido debería poder explicar los precios observados de los títulos. Por ello, una vez analizadas las propuestas sobre la estimación de los resultados, investigamos las funciones de valoración y la capacidad de éstas para explicar los precios de mercado. Estimamos el valor para los ejercicios 1999 y 2000, ya que el cálculo para 2001 requiere de los pronósticos realizados sobre los resultados del 2002, que no estaban disponibles en nuestra base de datos.

Si el mercado no fuera del todo eficiente pero el modelo de valoración proporcionase una medida eficiente del valor intrínseco o fundamental, entonces permitiría identificar los títulos no valorados adecuadamente por el mercado. Por otra parte, si el precio converge al valor intrínseco, tal y como defienden Lee, Myers y Swaminathan (1999), entre otros, y éste es estimado adecuadamente por el modelo, es razonable esperar que a través de una estrategia de inversión consistente en la compra (venta) de títulos transitoriamente infravalorados (sobrevalorados) se pueda obtener una rentabilidad anormal positiva<sup>7</sup>. Así pues, el ratio V/P debería capturar las diferencias en las tasas de retorno obtenidas por los títulos de las empresas para las dinámicas contrastadas.

Con tal propósito en los años 1999 y 2000, construimos 4 carteras en función de los valores del ratio V/P estimado en diciembre de 1998, de forma que la primera de ellas, a la que denominamos  $C_1$  estará integrada por las compañías que presenten un valor más elevado del ratio V/P, mientras que la última,  $C_4$ , estará formada por las empresas teóricamente más sobrevaloradas por el mercado. El rendimiento de la estrategia se evalúa a 12 y 24 meses a partir del valor medio de la rentabilidad de las carteras, siendo ésta calculada a partir del valor acumulado a diciembre del 1999 y diciembre de 2000.

## 4.1 HIPÓTESIS PLANTEADAS

Las hipótesis contrastadas en nuestro análisis son las siguientes:

$H_1$ : Los valores de los parámetros se encuentran dentro del rango establecido teóricamente y son significativos.

$H_2$ : Si los pronósticos de los analistas representan una información relevante para la predicción de los resultados futuros, entonces las estimaciones de los modelos que las incluyen serán menos sesgadas y más precisas.

$H_3$ : Si los pronósticos de los analistas representan una información relevante para explicar los precios de mercado, entonces las estimaciones serán menos sesgadas y más precisas.

$H_4$ : Si las empresas no son valoradas adecuadamente por el mercado, al menos de manera temporal, y los precios de mercado revierten a los valores intrínsecos, entonces una estrategia de inversión consistente en comprar títulos infravalorados y vender los sobrevalorados por el mercado, permitirá obtener una cierta rentabilidad.

## 4.2 VARIABLES Y MUESTRA

---

<sup>7</sup> Siempre cabe la posibilidad de que la obtención de rentabilidades anormales no suponga cuestionar la eficiencia del mercado, lo que se produciría si las diferencias de rentabilidades entre las carteras extremas se pudiera justificar por la existencia de distintos niveles de riesgo vinculado a las empresas que las forman.

Para realizar el análisis precisamos combinar tres tipos de datos. Por una parte, información contable, obtenida a partir de los informes anuales depositados en la CNMV por las empresas admitidas a cotización en los mercados españoles. Por otra parte, información del mercado en relación con el coste del capital, las cotizaciones de los títulos y las rentabilidades, información obtenida entre otras fuentes, de los Boletines de Cotización de la Bolsa de Madrid. Y, por último, los pronósticos de los analistas financieros fueron facilitados por IBES.

Los criterios adoptados para la medición de las variables analizadas pueden resumirse como sigue: El *valor contable de los recursos propios* se calculó como suma de los fondos propios en balance y el 65% de los ingresos a distribuir en varios ejercicios, menos los desembolsos no exigidos a los accionistas y las acciones de la sociedad dominante a largo plazo. El *resultado anormal*, para el cálculo de esta variable precisamos determinar qué medida del resultado adoptar. No obstante, a nuestro entender, la postura más coherente sería tomar como representación del resultado la variable “resultado neto después de impuestos”, o más concretamente la partida “resultado atribuible a la sociedad dominante”. Además, con ello se evitan las distorsiones que pudieran producir las posibles manipulaciones por transferencia de partidas entre los resultados parciales.

Como deflactor tomamos la cifra de *activo total* neto del balance sin realizar ajuste alguno.

La mayor parte de los trabajos desarrollados en esta materia han asumido un *coste de capital* constante en el tiempo para cada empresa o idéntico para todas las empresas en cada periodo, o bien lo han estimado a partir de un modelo distinto al empleado para la determinación del valor de la empresa, de forma que el coste de capital queda exógenamente definido y es conocido *a priori*. En nuestro análisis hemos optado por considerar una tasa que, si bien es distinta para cada uno de los años de la muestra, se asume constante para todas las empresas. Las razones que nos han llevado a tomar esta decisión son fundamentalmente dos: en primer lugar, las críticas que reciben los distintos planteamientos, con independencia de la mayor o menor complejidad del modelo o de la metodología empleada. En segundo lugar, las conclusiones que se derivan de trabajos como los de Frankel y Lee (1998) y Abarbanell y Bernard (1995), en los que se señala que utilizar un coste de capital que permanece invariable no influye de manera significativa sobre los resultados. A pesar de todo ello, coincidimos con (Beaver, 1999: 37) cuando afirma que: *resulta sorprendente que el asumir un coste de capital constante para todas las empresas y a lo largo del tiempo sea lo mejor que se puede hacer.*

De acuerdo con lo anterior, el coste de capital es estimado como la suma del tipo de las Letras del Tesoro a un año y una prima por riesgo del 4%, dado que según Viñolas (2002) se podría sostener la existencia de un rango aproximado de variación del coste de capital, que situaría el valor histórico de esta variable en torno al 4% o inferior, similar al obtenido desde una perspectiva *ex ante*<sup>8</sup>.

Los *precios de los títulos* a 31 de diciembre de 1999 y 2000 se obtuvieron de los boletines de cotización de la Bolsa de Madrid. La *rentabilidad de las acciones* utilizada para estudiar el rendimiento de las estrategias de inversión se midió tomando como referencia los precios ajustados por dividendos, ampliaciones de capital y *splits*. La medida de rentabilidad empleada será la que resulta de acumular los sucesivos retornos mensuales hasta alcanzar cada uno de los dos periodos objeto de análisis.

---

<sup>8</sup> A pesar de lo anterior, cabe decir que se ha contrastado la sensibilidad de los resultados respecto al empleo de diferentes estimaciones del coste de capital y, sin embargo, los resultados no parecen ser significativamente distintos.

Para contrastar la validez de los modelos utilizamos los *pronósticos* que sobre el resultado contable a un año realizan los analistas financieros. Concretamente, tomamos las estimaciones medias o de consenso que referidas a la fecha de cierre, es decir, 31 de diciembre, se realizan en el mes de enero de ese mismo año.

Para la inclusión de una empresa en la muestra exigimos que no perteneciera al sector financiero o asegurador, debido a las especiales características que presentan tipo de compañías y que estuviesen disponibles sus Cuentas Anuales, al menos durante el período 1991-2000. Con ello obtuvimos en principio una muestra integrada por 71 empresas. Sin embargo, la necesidad de los pronósticos de los analistas y dado que para muchas de las empresas incluidas en la muestra inicial no existen predicciones disponibles, la muestra quedó reducida a 20 sociedades.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. ANÁLISIS DE LOS PARÁMETROS DE LAS DLI

Para contrastar la  $H_1$  estimamos los valores de los parámetros para cada empresa durante el período (1991-1998). El porcentaje de compañías para las que los distintos parámetros se encuentran dentro y fuera del rango establecido teóricamente, así como el porcentaje de valores significativos (entre paréntesis) puede verse de manera sintetizada para cada modelo en la tabla 1. La tabla 2 resume los valores obtenidos para  $\omega_{11}$ , y  $\gamma_{11}$ .

Tabla 1: Verificación de condiciones teóricas en las DLI.							
	$\omega_{11} \geq 1$	$\omega_{11} < 0$	$0 \leq \omega_{11} < 1$	$\gamma_{11} \geq 1$	$\gamma_{11} < 0$	$0 \leq \gamma_{11} < 1$	Todos dentro lím.
<b>DIL(1)</b>	10 (10)	5	85 (45)	30 (30)	5	65 (25)	50 (5)
<b>DIL(2)</b>	60 (50)	5	35 (30)	20 (15)	25	55 (15)	5

Tabla 2: Los valores de los parámetros $\omega_{11}$ , $\gamma_{11}$ .								
	DLI(1) $\omega_{11}$		DLI(1) $\gamma_{11}$		DLI(2) $\omega_{11}$		DLI(2) $\gamma_{11}$	
	Muestra completa	Signific. al 10%	Muestra completa	Signific. al 10%	Muestra completa	Signific. al 10%	Muestra completa	Signific. al 10%
Media	0.621	0.827	0.771	1.055	7.011	1.545	0.371	1.116
Mediana	0.671	0.806	0.907	1.056	1.194	1.194	0.279	1.114
Máximo	1.130	1.130	1.528	1.528	112.509	4.794	1.714	1.714
Mínimo	-0.063	0.524	-0.230	0.747	-0.136	0.663	-1.634	0.612
$R^2$ media	0.501	0.728	0.550	0.804	0.450	0.641	0.450	0.895
$DW$ (%)	5%	-	25%	-	-	-	-	-
$R^2$ media	-	-	-	-	0.569	0.723	0.569	0.926

Las conclusiones que podemos extraer a la vista de las tablas anteriores son las siguientes: En primer lugar, el parámetro de persistencia de los resultados anormales se encuentra dentro del rango teórico tan solo para el modelo DLI(1), situándose en torno al 0.6, aunque un análisis más detallado pone de manifiesto que el porcentaje de valores significativos y dentro de los límites se reduce a menos de la mitad de las empresas de la muestra. En segundo lugar, con independencia de la aproximación elegida, el parámetro de persistencia de la variable *otra información* se sitúa por encima del límite superior cuando se consideran únicamente los valores significativos, lo que indica que la diferencia entre los pronósticos de los analistas financieros y la información contenida en la serie histórica de resultados anormales en lugar de revertir a lo largo del tiempo aumenta indefinidamente. En tercer lugar, considerando ambos parámetros conjuntamente el nivel de verificación de

condiciones teóricas se reduce ampliamente y, aún lo hace más el porcentaje de significatividad de los coeficientes, llegando a ser nulo en el caso de DLI(2).

En resumen, parece que la consideración de los pronósticos de los analistas en la dinámica de información del modelo de Ohlson (1995) no genera resultados que permitan defender su validez, con independencia de la metodología empleada.

## 5.2. EXACTITUD EN LA PREDICCIÓN DE LOS RESULTADOS ANORMALES

Los resultados del análisis de la capacidad de las diferentes dinámicas para predecir los valores de los resultados anormales a uno, dos y tres años aparecen resumidos en la tabla 3.

Tomando como referencia el valor de la mediana para evitar la influencia de las observaciones extremas, los errores de pronósticos presentan, para la mayor parte de los modelos y años, un sesgo y un error de pronóstico en valor absoluto elevados, lo que indica que las dinámicas no representan buenas aproximaciones para la estimación del resultado anormal futuro. Además, se observa que las predicciones son más segadas a largo plazo.

<b>Tabla 3: Sesgos y precisión en la estimación de los resultados anormales para la muestra completa</b>								
	<b>EPM<sub>99</sub></b>	<b>EPM<sub>00</sub></b>	<b>EPM<sub>01</sub></b>	<b>EPM</b>	<b>EPMVA<sub>99</sub></b>	<b>EPMVA<sub>00</sub></b>	<b>EPMVA<sub>01</sub></b>	<b>EPMVA</b>
<b>DLI(1)</b>	-0.77	-0.94	-1.54	-1.21	0.77	1.09	1.54	1.47
<b>DLI(2)</b>	-0.77	-1.23	-2.48	-1.71	0.77	1.23	2.48	1.80

El sesgo es negativo para ambos modelos. Esto podría deberse a varias razones: en primer lugar, puede que realmente no exista *otra información* al margen de los resultados anormales que sea útil para predecir el comportamiento futuro de esta variable. En segundo lugar, puede que aunque exista, esa *otra información* no esté siendo incorporada adecuadamente por los analistas en sus pronósticos porque éstos, lejos de ser optimistas se muestren pesimistas, o bien porque el resultado considerado normal es demasiado elevado y, en consecuencia, el pronóstico anormal se muestra demasiado bajo. En tercer lugar, puede que el modelo no capture correctamente la persistencia de los resultados anormales y que ésta resulte excesivamente alta. Por último, puede que la *otra información* tenga carácter transitorio, lo que también podría estar sesgando a la baja los resultados estimados. Sin embargo, ninguna de estas posibilidades se ven corroboradas por los datos.

## 5.3. ESTIMACIÓN DEL VALOR INTRÍNSECO

Si el mercado es eficiente y los modelos son válidos, los valores intrínsecos obtenidos se deberían aproximar razonablemente a las expectativas del mercado, de forma que  $V/P=1$ . En caso contrario, se tendría un ratio  $V/P>1$  si el modelo sobrevalora a la empresa o  $V/P<1$  si la infravalora. Si  $V/P=1$  el modelo podría resultar útil para explicar porqué los precios de mercado de los títulos de unas empresas son superiores a los de otras.

En la tabla 4 se recoge el valor de la media del ratio  $V/P$  para cada uno de los años y los dos modelos analizados, así como el número de observaciones en las que  $V/P>1$  y  $V/P<1$ . Los resultados ponen de manifiesto que

mientras para DLI(1) el número de empresas para las que  $V/P > 1$  es superior al número de empresas para las que  $V/P < 1$  (aumentando la diferencia para el año 2000), la situación para DLI (2) está muy igualada en ambos años.

	V/P (99)	V/P>1 (99)	V/P<1 (99)	V/P (00)	V/P>1 (00)	V/P<1 (00)
<b>DLI(1)</b>	1.3490	9	7	1.774	10	6
<b>DLI(2)</b>	0.4611	6	6	0.70150	10	10

Las diferencias entre los precios observados y los valores intrínsecos estimados por el modelo para la muestra de empresas analizada se presentan en la tabla 5, en la que puede apreciarse que el sesgo es positivo para DLI(1) y negativo para DLI(2), aunque en ambos casos el nivel de sesgo disminuye en el año 2000. En cuanto a la precisión, se aprecia para ambas dinámicas una disminución generalizada en el valor de la mediana del error a medida que aumenta el horizonte de pronóstico en los modelos, lo que indica que a pesar de que los errores son elevados, las estimaciones de los distintos modelos se van aproximando con el paso del tiempo.

	EPM <sub>99</sub>	EPM <sub>00</sub>	EPM	EPMVA <sub>99</sub>	EPMVA <sub>00</sub>	EPMVA
<b>DLI(1)</b>	0.35	0.18	0.49	2.32	0.56	1.91
<b>DLI(2)</b>	-0.54	-0.29	-0.49	0.78	0.58	0.83

#### 5.4. EL RATIO V/P Y LAS RENTABILIDADES FUTURAS DE LAS ACCIONES

El paso final en nuestro análisis fue contrastar la capacidad de los distintos modelos para predecir las rentabilidades futuras de las acciones en el mercado, con el fin de determinar si los errores cometidos por los distintos modelos pueden ser el resultado de que los precios de mercado no están capturando, al menos temporalmente, la totalidad de la información disponible. Para ello formamos 4 carteras en función de los valores del ratio V/P calculados a diciembre de 1998, y analizamos los valores medios de las rentabilidades acumuladas durante 12 meses (RAC12) y 24 meses (RAC24). Siendo la primera cartera ( $C_1$ ) la que recoge a las empresas con mayor V/P y la última ( $C_4$ ) la formada por aquellas con menor V/P. Así, cabría esperar que una estrategia de inversión consistente en tomar una posición larga con respecto a las primeras y corta con respecto a las segundas permitiría obtener una rentabilidad anormal positiva y significativa.

Los resultados, que aparecen en la tabla 6, reflejan que gran parte de las rentabilidades medias acumuladas son negativas, sin que se observe para ninguno de los modelos un descenso regular y uniforme en las rentabilidades a medida que pasamos de aquellas con mayor V/P a las que presentan un menor valor de este ratio.

		$C_1$	$C_2$	$C_3$	$C_4$	$C_1-C_4$	PR
<b>DLI(1)</b>	RAC12	-0.2159	0.2337	0.2816	-0.1522	-0.0637	0.1562
	RAC24	-0.0503	0.2231	-0.0023	-0.2397	0.1894	0.2352
<b>DLI(2)</b>	RAC12	0.2475	-0.0794	-0.0799	0.0591	0.1884	0.2352
	RAC24	0.3545	-0.1827	-0.1917	-0.0492	0.4037	0.0562

$C_1-C_4$ : Rentabilidad acumulada media correspondiente a una estrategia consistente en comprar los títulos de  $C_1$  y vender los de  $C_4$ .  
PR: Probabilidad asociada al test no paramétrico de diferencia de rentabilidad medias acumuladas entre la  $C_1$  y la  $C_4$ .

Por otra parte, el desarrollo de la estrategia permite obtener una rentabilidad neta positiva para alguna de las aproximaciones, siendo la de mayor magnitud la correspondiente a la DLI(2) cuando se considera la rentabilidad acumulada a dos años, llegando a encontrarse ésta en torno al 40%. En cualquier caso, los resultados deben interpretarse con cautela, ya que como indica el valor de la probabilidad en el contraste de diferencia de medias, tan solo el valor correspondiente a RAC24 en DLI(2) resulta significativo.

## 6. CONCLUSIONES

Durante la última década, la propuesta de Ohlson (1995) se ha convertido en la aproximación a la valoración de empresas dominante en la literatura contable, constituyendo el fundamento teórico de una gran cantidad de trabajos de investigación. Sin embargo, no parece que los investigadores hayan considerado relevante contrastar la validez del modelo de Ohlson en el plano empírico antes de utilizarlo con profusión en sus estudios.

No obstante, a la vista de los resultados obtenidos podemos extraer las siguientes conclusiones del presente trabajo: En primer lugar, considerando conjuntamente todos los coeficientes que intervienen en cada una de las distintas dinámicas, podemos afirmar que las restricciones teóricas del modelo de Ohlson no son satisfechas por casi ninguna empresa de la muestra. En segundo lugar, los elevados errores de estimación resultantes para la mayor parte de las empresas y años, nos indican que, en general, las dinámicas contrastadas no representan buenas aproximaciones para la estimación del resultado anormal futuro. Además, no se observa una perfecta correspondencia entre el funcionamiento de los modelos a corto y a largo plazo. En tercer lugar, nuestros resultados indican que el diseño de una estrategia de inversión basada en los valores del ratio V/P sólo proporciona una rentabilidad positiva y significativa cuando se considera un período de 24 meses para la DLI(2).

En síntesis, el análisis de las distintas aproximaciones nos lleva a concluir que las dinámicas lineales de información que proporcionan el sustento conceptual al modelo de Ohlson (1995), no se verifican para la muestra de empresas analizada. Aunque, si bien es cierto, los resultados pueden verse condicionados por el gran número de empresas para las que los parámetros que integran cada una de las aproximaciones se encuentran fuera del intervalo teórico.

En cualquier caso, si los estudios futuros corroboran nuestras conclusiones, habremos de concluir que los resultados de las investigaciones que han tomado, de manera indiscriminada, el modelo de Ohlson como base para analizar el papel que la información contable juega en la valoración de empresas, no son consistentes y, en consecuencia, sus conclusiones deben ser interpretadas con cautela.

Con este trabajo queremos llamar la atención sobre la necesidad de contrastación empírica de la validez de un modelo antes de su utilización en la práctica. En cualquier caso, también queremos dejar claro que no creemos que se trate de un modelo utópico, pensamos que habría que considerarlo como un “*modelo umbral*”, un punto de referencia a partir del cual se estudien las particularidades de las distintas compañías y se introduzcan (de alguna manera aún por descubrir) en esa “*caja negra*” que supone “otra información”. Ello permitiría el desarrollo de nuevos planteamientos más o menos complejos, en los que se podría considerar, por ejemplo, la desagregación de esta variable en otras y, en definitiva, contribuir así a la elaboración de “un modelo más a la

medida de cada una de las empresas o sectores”, reduciendo en la medida de lo posible la rigidez que impide poder extrapolarlo a todas las compañías.

## 7. BIBLIOGRAFÍA

- ABARBANELL, J. Y V. BERNARD (1995): “Is the U.S. Stock Market Myopic?”, Working Paper.
- BALL, R. Y BROWN, P. (1968): “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”. *Journal of Accounting Research*, vol. 16.
- BARTH, M.E., W.H. BEAVER, R.M. HAND Y W.R. LANDSMAN (1999): “Accruals, Cash Flows, and Equity Values”. *Review of Accounting Studies*, vol. 4, nº 3-4.
- BAR-YOSEF, S., J.L. CALLEN Y J LIVNAT (1996): “Modeling Dividends, Earnings, and Book Value Equity: An Empirical Investigation of the Ohlson Valuation Dynamics”, *Review of Accounting Studies*, vol. 1, nº 3.
- BEAVER, W.H. (1968): “The Information Content of Annual Earnings Announcements”. *Journal of Accounting Research*, supp..
- BEAVER, W.H. (1999): “Comments on: An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model”, *Journal of Accounting and Economics* nº 26.
- BERNARD, V.L. (1995): “The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists”, *Contemporary Accounting Research*, vol. 11.
- CALLEN, J.L. Y M. MOREL (2001): “Linear Accounting Valuation when Abnormal Earnings are AR(2)”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, nº 16.
- CHOI, Y., J. O’HANLON Y P. POPE (2001): “Linear Information Models in Residual Income-Based Valuation: Intercept Parameters and Valuation Bias”, Working Paper.
- DECHOW, P., A. HUTTON Y R. SLOAN (1999): “An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model”, *Journal of Accounting and Economics*, nº 26.
- FELTHAM, G. Y J.A. OHLSON (1995): “Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities”, *Contemporary Accounting Research*, vol. 11.
- FELTHAM, G. Y J.A. OHLSON (1996): “Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement”, *Journal of Accounting Research*, vol. 34.
- FRANCIS, J., P. OLSSON Y D.R. OSWALD (2000a): “Comparing the Accuracy and Explainability of Dividend, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates”, *Journal of Accounting Research*, vol. 38.
- FRANCIS, J., P. OLSSON Y D.R. OSWALD (2000b): “Using Mechanical Earnings and Residual Income Forecasts in Equity Valuation”, Working Paper.
- FRANKEL, R. Y C.M.C. LEE (1998): “Accounting Valuation, Market Expectation and Cross-Sectional Stock Returns”, *Journal of Accounting and Economics*, vol. 25.
- GUENTHER, D.A. Y M.A. TROMBLEY (1994): “The LIFO Reserve and the Value of the Firm: Theory and Empirical Evidence”. *Contemporary Accounting Research*, vol. 10.
- HAND, R.M. Y R. LANDSMAN (1999): “The Pricing of Dividends in Equity Valuation”, Working Paper.
- LEE, C.M.C., J. MYERS, Y B. SWAMINATHAN (1999): “What is the Intrinsic Value of the Dow?”, *The Journal of Finance*, vol. LIV.
- LO, K. Y T. LYS (2000): “The Ohlson Model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications”, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, vol. 15, nº 3.
- LUNDHOLM, R. (1995): “A Tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson Models: Answers to Some Frequently Asked Questions”, *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, nº 2.

MCCRAE, M. Y H. NILSSON (2001): "The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson (1995) Valuations Models", *The European Accounting Review*, vol. 10, nº 2.

MOREL, M. (1999): "Multi-lagged Specification of the Ohlson Model", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, nº 14.

MOREL, M. (2003): "Endogenous Parameter Time Series Estimation of the Ohlson Model: Linear and Nonlinear Analyses", *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 30, nº 9-10.

MYERS, J.N. (1999): "Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics", *The Accounting Review*, vol. 74.

OHLSON, J.A. (1995): "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, vol. 11.

OHLSON, J.A. (2001): "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective", *Contemporary Accounting Research*, vol. 18.

OTA, K. (2002): "A Test of the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan", *The International Journal of Accounting*, vol. 37.

PENMAN, S.H. (1992): "Return to Fundamentals", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, vol. 7.

VIÑOLAS, P. (2002): La prima de riesgo en la bolsa española. Trabajo de investigación de doctorado.

WILLIAMS, J. (1938): *The Theory of Investment Value* (Harvard University Press, Cambridge, MA).