

EL BENEFICIO ANORMAL EN EL MODELO DE OHLSON: UNA PROPUESTA PARA SU ESTIMACIÓN

ABNORMAL EARNINGS IN THE OHLSON'S MODEL: A PROPOSAL FOR THEIR ESTIMATION

J. DAVID CABEDO SEMPER, Universidad Jaume I *

JOSE M. TIRADO BELTRÁN, Universidad Jaume I *

RESUMEN

En el presente trabajo se realiza una propuesta metodológica para la estimación del beneficio anormal esperado que requiere la dinámica lineal de la información del modelo de Ohlson (1995). Dicha propuesta, basada en técnicas de remuestreo, permite tanto la estimación de un valor para el beneficio esperado, como el establecimiento de intervalos de confianza para dicho valor y para el valor estimado de las acciones. La metodología propuesta, sin necesidad de recurrir a estimaciones subjetivas, proporciona resultados tan buenos como los de otros modelos que, asumiendo persistencia en los beneficios anormales esperados, utilizan predicciones de los analistas.

PALABRAS CLAVE: modelo de Ohlson, beneficios anormales, valoración, remuestreo

JEL: G-11, G-12.

ABSTRACT

In this paper we propose a model to estimate the expected abnormal earnings required by the linear information dynamics of the Ohlson's (1995) model. Our proposal, based on bootstrapping techniques, allows us to estimate easily the value of the expected abnormal earnings. Furthermore, it allows us the estimation of confidence intervals for this value and for the estimated values of stock prices. The empirical application of the model that we have done in the paper has provided the following results: the forecasting power of our proposal is as good as the one provided by other models that, as ours, assume persistence in the expected abnormal earnings, but, additionally, require subjective opinions for their estimation.

KEY WORDS: Ohlson model, abnormal earnings, valuation, bootstrapping.

* Los autores desean agradecer el profesor J.C. Gómez Salas de la Universidad de Alicante su colaboración en la construcción de la base de datos utilizada en el trabajo. Asimismo, los autores desean agradecer los comentarios y observaciones realizados por los dos revisores anónimos que, sin duda, ha contribuido de forma especial a la mejora del trabajo durante el proceso de revisión.

1 | INTRODUCCIÓN

Una de las principales aportaciones de la investigación contable en el mercado de capitales ha sido, sin duda, el modelo de valoración de resultados residuales o anormales (RIV) y sus posteriores desarrollos, Ohlson (1995), Feltham-Ohlson (1995, 1999). El modelo de valoración de resultados residuales o anormales (RIV) establece un marco teórico de valoración de acciones en el que su valor queda vinculado a los datos contables. Expresa el valor de mercado de las acciones de la empresa como una función lineal de los recursos propios y del valor actualizado de una corriente infinita de beneficios anormales futuros. La necesidad de estimar esta corriente de beneficios anormales hace que el modelo de resultados residuales o anormales (RIV) sea poco operativo.

Para dotar de operatividad este modelo, Ohlson (1995) introduce el supuesto de la “dinámica lineal de la información”. Este supuesto asume que los beneficios anormales tienen un comportamiento autorregresivo de orden uno. Dicho comportamiento ha sido contrastado empíricamente obteniéndose resultados satisfactorios.

La dinámica lineal de la información requiere disponer de una estimación de los beneficios anormales esperados para el periodo siguiente a aquél en el que se está valorando la acción. El objetivo del presente trabajo es proponer una metodología para estimar estos beneficios anormales esperados. Esta metodología utiliza técnicas de remuestreo, lo cual permite estimar no sólo el valor esperado, sino que, además, posibilita la obtención intervalos de confianza para dicho valor y por ende, para el precio de la acción.

El resto del trabajo se estructura del siguiente modo: en el segundo apartado se analiza el modelo de Ohlson (1995) y sus antecedentes. En el tercero se propone una metodología para el cálculo de los beneficios anormales. En el cuarto apartado se exponen los aspectos teóricos de los modelos a comparar. En el quinto apartado se realiza una aplicación empírica de la metodología propuesta, efectuándose, adicionalmente, un análisis comparativo de la capacidad predictiva con modelos basados en la dinámica de la información propuesta por Ohlson (1995). Finalmente, el sexto de los apartados recoge las principales conclusiones del trabajo.

2 | EL MODELO DE OHLSON (1995)

2.1.- Antecedentes

La aparición de modelo de valoración del resultado residual o anormal (RIV) y los posteriores desarrollos para dotar al modelo de operatividad, como la incorporación de la

dinámica lineal de la información propuesta por Ohlson (1995) y Feltham-Ohlson (1995) han propiciado un nuevo enfoque en la investigación contable en el mercado de capitales.

La investigación empírica realizada en relación a estos modelos se ha desarrollado principalmente en tres aspectos: a) contrastar su utilidad para predecir el valor de mercado de las acciones, b) contrastar la dinámica lineal de la información (LIM) propuestas por Ohlson (1995) y Feltham-Ohlson (1995) y, c) analizar la utilidad de estos modelos para predecir beneficios anormales futuros.

En relación al primero de los aspectos, los resultados evidencian que los modelos basados en la dinámica de la información de Ohlson (1995) y Feltham-Ohlson (1995), en sus diversas versiones, infravaloran el precio de las acciones. Sin embargo, el trabajo de Gregory et al. (2005) para el mercado de UK, evidencia resultados contrarios (sobreevaluación) cuando en los modelos basados en la dinámica de la información (LIM) de Ohlson (1995) se incorporan el nivel de inflación. Estos modelos sobrevaloran el precio de las acciones, especialmente en periodos de mayor inflación.

Dechow et al. (1999), McCrae y Nilsson (2001), Gregory et al. (2005) y Giner y Iñiguez (2006b) evidencian que los modelos basados en la dinámica lineal de la información (LIM) de Ohlson (1995) que incorporan la previsiones de los analistas como la variable “otra información”¹ presentan mejores predicciones de los precios, que los que no la incorporan. Por último, señalar que los modelos basados en Feltham y Ohlson (1995) que introducen en su dinámica de la información el grado de conservadurismo contable, presentan peores predicciones de los precios que los modelos basados en Ohlson (1995). Giner y Iñiguez (2006b) atribuyen estos resultados a la dificultad en recoger apropiadamente el conservadurismo contable en el modelo.

El segundo de los aspectos recogido por la literatura contable es la contrastación de la dinámica de la información lineal de Ohlson (1995) y de Feltham y Ohlson (1995). En este sentido, los resultados de los trabajos de Dechow et al. (1999), Hand y Landsman (1998), Ota (2002), McCrae y Nilsson (2001), Gregory et al. (2005), Giner y Iñiguez (2006a) son consistentes con la propuesta de la dinámica de la información de Ohlson (1995). Por el contrario, los resultados del Bar-Yosef et al. (1996) y Morel (1999) muestran que los beneficios anormales no siguen un proceso autorregresivo de orden uno (AR1) de las características del propuesto por Ohlson (1995).

En relación con los trabajos que contrastan la dinámica lineal de la información (LIM) propuesta por Feltham y Ohlson (1995), éstos presentan resultados que no apoyan dicha estructura de evolución futura de los beneficios anormales futuros. Los resultados del

(1) Otros trabajos no han utilizado las previsiones de los analistas (según propone Ohlson, 2001) para medir la variable “otra información” en el modelo de Ohlson (1995). En este sentido Gregory et al. (2005) incorporan la variable “otra información” utilizando un variable proxy de las previsiones de los analistas, calculada mediante el ratio PER. Myers (1999) incluye el volumen de pedidos pendientes como la variable “otra información”.

parámetro de conservadurismo presenta resultados negativos (Ota, 2002; Dechow et al. 1999, Callen y Morel, 2001 y Giner y Iñiguez, 2006a) que pueden ser interpretados tal y como indica Ota (2002) como de una contabilidad agresiva.

Otro de los aspectos investigados por la literatura contable respecto a los modelos de Ohlson (1955) y Feltham-Ohlson (1995) es su utilidad para predecir los resultados anormales futuros. Los estudios han utilizado el error medio de predicción y error medio absoluto en términos relativos para evaluar la utilidad de los modelos para predecir los beneficios anormales futuros. En este sentido, Dechow et al. (1999) analiza los errores de predicción generados para un periodo posterior, para modelos de LIM de Ohlson (1995) que ignoran la variable “otra información” y para los modelos que la incorporan. Los resultados evidencian que los modelos que incorporan la variable “otra información” son más exactos, que aquellos que no la incorporan. Tal y como señala Dechow et al. (1999) las previsiones de los analistas de los beneficios anormales son muchos más exactas que las generadas por los modelos de series históricas. Los estudios de McCrae y Nilsson (2001) y Gregory et al. (2005) presentan resultados consistentes con el trabajo de Dechow et al. (1999), aunque los resultados de Gregory et al. (2005) muestran errores de estimación sensiblemente inferiores cuando introduce la inflación en el modelo. Para el caso español, Giner y Iñiguez (2006a) contrastan la validez de las predicciones para la dinámica de la información lineal (LIM) del Ohlson (1995) y del modelo de Feltham-Ohlson (1995) para un horizonte temporal de 6 años. Los resultados evidencian mejores predicciones para los modelos LIM del Ohlson (1995) a un año que incluyen la variable “otra información”. Estos resultados son consistentes con los trabajos anteriores. Los modelos basados en la dinámica de la información de Feltham-Ohlson (1995) ofrecen peores predicciones de los resultados anormales que los modelos basados en Ohlson (1995).

2.2.- Fundamentos teóricos

La aparición y posterior desarrollo del modelo de resultado anormal o residual (RIV) tuvo su origen en el modelo de valoración de acciones de Williams (1938), que determina el precio de una acción como el valor actualizado de los dividendos futuros (1):

$$V_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left[\frac{E_t(d_{t+i})}{(1+r)^i} \right] \quad (1)$$

donde V_t es el valor de mercado de la acción de la empresa en el momento t , $E_t(d_{t+i})$ es la estimación, en el momento t , de los dividendos futuros, y r es la tasa de descuento.

A partir de este modelo, Ohlson (1995) para expresar el modelo en términos de datos contables, incorporan dos supuestos: la condición de *clean surplus* y el concepto de resultado anormal o residual.

La primera de ellas, la condición de *clean surplus*, asume que el cambio en el tiempo de los recursos propios se debe al resultado del ejercicio menos los dividendos (2):

$$bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t \quad (2)$$

donde bv_t es el valor de los recursos propios en el momento t , x_t representa los beneficios para el periodo t y d_t los dividendos distribuidos a los accionistas, netos de aportaciones de capital.

La segunda condición establece que los resultados residuales o anormales son determinados del siguiente modo (3):

$$x_t^a = x_t - bv_{t-1} \cdot r \quad (3)$$

donde x_t^a representa los resultados anormales o residuales en el momento t obtenidos por diferencia entre los beneficios del periodo t (x_t) y la rentabilidad exigida por los accionistas sobre los recursos propios ($bv_{t-1} \cdot r$).

Introduciendo en el modelo (1) las relaciones o supuestos (2) y (3) y realizando algunas operaciones algebraicas, se llega al modelo de resultado anormal o residual (RIV) (4):

$$V_t = bv_t + \sum_{i=1}^{\infty} E \left[\frac{x_{t+i}^a}{(1+r)^i} \right] \quad (4)$$

El modelo de resultado anormal (RIV) (4) establece que el valor de las acciones de la empresa es igual a los recursos propios más una corriente infinita actualizada de los beneficios anormales o residuales futuros. Su aplicabilidad empírica conlleva un importante problema: la determinación de la corriente esperada de beneficios anormales. Para ello, Ohlson (1995) establece una dinámica lineal de la información (LIM), que permite la evaluación de beneficios anormales futuros. Esta dinámica lineal de la información (LIM) presenta la siguiente forma (5):

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (5)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2,t+1} \quad (6)$$

donde ω es el parámetro de persistencia del resultado anormal, que tiene un valor comprendido entre 0 y 1; v_t es la variable otra información; γ es el parámetro de persistencia de la otra información, tiene valor comprendido entre 0 y 1; $\varepsilon_{1,t+1}$ y $\varepsilon_{2,t+1}$, son los términos de error con media cero.

Combinando el modelo de valoración del resultado residual (4) con la dinámica lineal de la información (LIM) propuesta por Ohlson (1995) (expresiones 5 y 6), el modelo de valoración de Ohlson (1995) queda expresado del siguiente modo (7):

$$V_t = b v_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad (7)$$

donde α_1 y α_2 son:

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{1+r-\omega} \quad (8)$$

$$\alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \quad (9)$$

donde r representa la tasa de rentabilidad exigida por los accionistas o coste de capital.

En definitiva, Ohlson (1995) plantea un estimador para el valor actual de la corriente infinita de beneficios anormales de la empresa, del modelo (4). Este estimador viene definido por la expresión (10):

$$\sum_{i=1}^{\infty} E \left(\frac{x_{t+i}^a}{(1+r)^i} \right) = \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad (10)$$

En función de los valores que tomen los distintos parámetros de la dinámica lineal de la información (LIM) (8 y 9) se presentarán distintas formulaciones analíticas² de la estimación de la corriente de beneficios anormales futuros.

3 | PROPUESTA METODOLÓGICA PARA EL CÁLCULO DEL BENEFICIO ANORMAL

En este apartado se presenta el método propuesto para la estimación de los beneficios anormales futuros necesario para hacer operativa la dinámica lineal de información propuesta por Ohlson (1995). La implementación del método de estimación en el modelo no se ve restringida por el comportamiento de los beneficios anormales en la dinámica lineal de la información (LIM).

En términos estadísticos, para poder inferir alguna característica sobre los beneficios anormales futuros sin asumir una determinada dinámica de comportamiento para dichos beneficios, es necesario conocer la distribución estadística de la población objeto de estudio. En este caso, dicha población está constituida por la totalidad de beneficios anormales de la empresa, tanto los pasados, como los actuales, como los futuros. Resulta evidente que la distribución de esta población no se conoce en el momento actual.

No obstante, en este momento actual (momento en el cual se desea realizar inferencia estadística) sí que se dispone de una muestra de dicha población: la formada por los beneficios anormales de la empresa en el pasado. El método propuesto en el presente trabajo contempla la utilización de técnicas de bootstrapping para, partiendo de los datos conocidos (históricos) de beneficios anormales, inferir la distribución estadística de un parámetro de la mencionada población desconocida: la media. Esta distribución estadística de la media que se va a inferir va a ser utilizada posteriormente para determinar el valor o valores de los beneficios anormales futuros a introducir en el modelo valorativo de las acciones³.

El proceso del bootstrapping requiere de una muestra de la población objeto de estudio que, en este caso, estará conformada por los valores de los beneficios anormales de una empresa en los n últimos años (12):

$$\left(x_t^a, x_{t-1}^a, x_{t-2}^a, \dots, x_{t-n+1}^a \right) \quad (12)$$

(2) Para ver un análisis de la distintas formulaciones del modelo Ohlson (1995) para cada uno de los valores de los parámetros que puede tomar la dinámica lineal de la información (LIM), puede consultarse Dechow et al. (1999)

(3) Alonso et al. (2002) señalan que en numerosos artículos se ha analizado la proximidad entre la distribución de la media, y en general de cualquier estadístico, generada a partir de una muestra utilizando técnicas de bootstrap y la distribución poblacional de dicho estadístico. Estos trabajos concluyen que la distancia (cuantificada a través de una métrica entre medidas de probabilidad, como por ejemplo, la distancia de Malows) entre ambas distribuciones tiende a cero.

El remuestreo pasa por generar artificialmente muestras de tamaño n a partir de los datos originales de la muestra de la que se dispone. En definitiva, tomando los datos históricos de beneficios anormales se generan T muestras de n elementos, extraídos, con replazamiento, de la muestra original (13)

$$X^{a1}, X^{a2}, \dots, X^{aT} \quad (13)$$

donde X^{aj} ($j=1, \dots, T$) representa la muestra j -ésima de beneficios anormales.

El cálculo del parámetro de interés (en este caso el beneficio anormal esperado), en cada una de las muestras generadas se realiza a través de la expresión convencional (14):

$$\bar{x}^{aj} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^{aj} \quad (14)$$

donde X_i^{aj} representa el elemento i -ésimo de la muestra j -ésima, y \bar{X}^{aj} es su valor promedio.

Con un valor de T suficientemente grande, los valores promedio calculados para cada una de las muestras generadas permiten estimar el valor del error estándar del parámetro⁴ (la media) y obtener una distribución estadística para el mismo. A partir de esta distribución estadística se puede realizar una estimación para la media muestral, $E(\bar{x}^a)$ que sirva a su vez de estimador del promedio poblacional (15):

$$E(\bar{x}^a) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \bar{x}^{aj} \quad (15)$$

donde $E_t(\bar{x}^a)$ es el beneficio anormal esperado en el momento t .

En definitiva, utilizando técnicas estadísticas de remuestreo se pueden obtener, a partir de muestras con un reducido número de datos, estimaciones del valor esperado de los beneficios anormales con unas buenas propiedades estadísticas.

Si consideramos que el beneficio anormal esperado, $E_t(\bar{x}^a)$, va a persistir en el futuro, podemos estimar el valor actual de la corriente esperada de beneficios anormales futuros a partir del valor esperado de dichos beneficios (16):

(4) En concreto, mediante técnicas de remuestreo se puede estimar el error estándar de la media y, en general, de cualquier estadístico calculado a partir de datos muestrales que se desee analizar. A este respecto Efron y Tibshirani (1998, pp. 50 y ss.) hacen hincapié, en relación al sesgo, que en términos asintóticos, el estimador bootstrap para el error estándar presenta la menor desviación típica entre las aportadas por los estimadores *quasi* insesgados.

$$\widehat{\sum_{i=1}^{\infty} E\left(\frac{x_{t+i}^a}{(1+r)^i}\right)} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(\bar{x}^a)}{(1+r)^i} = \frac{E(\bar{x}^a)}{r} \quad (16)$$

Con ello, el modelo (4) quedaría del siguiente modo (17):

$$V_t = bv_t + \frac{E(\bar{x}^a)}{r} \quad (17)$$

Adicionalmente, en la medida en que se conoce (a través de la inferencia realizada) la distribución del promedio de los beneficios anormales, la estimación del precio de las acciones a través del método propuesto se podría realizar no solo de modo puntual (expresión 17) sino también a partir de un intervalo que llevaría asociado un nivel de confianza calculado a partir de la distribución estadística de los valores medios del beneficio anormal. En el anexo 1 se muestra como pueden estimarse estos intervalos.

4 MODELOS A COMPARAR

La validez de la estimación de los beneficios anormales mediante un bootstrapp se ha contrastado analizando la capacidad predictiva de este método frente a la de otros dos modelos de Ohlson (1995) que incorporan la dinámica de la información (LIM) y que consideran que los beneficios anormales son totalmente persistentes en el tiempo, conforme a la propuesta del trabajo. El primero de ellos (modelo 1), considera que los beneficios anormales son totalmente persistentes (parámetro de persistencia igual a 1, $\omega=1$) e ignora la variable “otra información”. El segundo (modelo 2), incorpora la variable “otra información”, asume un parámetro de persistencia de los beneficios anormales $\omega=1$, y considera la transitoriedad del parámetro “otra información” ($\gamma=0$). A continuación se presentan los modelos analizados:

M1: Modelo 1 ($\omega=1$; ignora la variable “otra información”, v.)

Este modelo se apoya en el supuesto que los beneficios anormales esperados se basan en los beneficios anormales actuales y que persisten en el tiempo, . El modelo de Ohlson (1995) bajo estos supuestos queda expresado del siguiente modo (18):

$$V_t = bv_t + \frac{x_t^a}{r} \quad (18)$$

M2: Modelo 2 (incorpora la variable “otra información” vt , $\omega = 1$ y $\gamma = 0$)

Este modelo incorpora la variable “otra información”. Ohlson (2001) establece que la previsión de los analistas de los resultados a un año, f_t^{t+1} , capta toda la información disponible (información contables y otra información). De manera que la estimación de los beneficios futuros viene determinada por la previsión de los analistas en el momento t, para el periodo $t+1$, $E[x_{t+1}] = f_t^{t+1}$. Los beneficios anormales esperados, $E[x_{t+1}^a]$, son la diferencia entre la previsión de los analistas en el momento t para los beneficios del momento $t+1$, f_t^{t+1} , y la rentabilidad exigida por los accionistas, $r \cdot bv$, $E[x_{t+1}^a] = f_t^{t+1} - r \cdot bv$.

Sustituyendo la anterior expresión en el modelo de Ohlson (1995) recogido en la expresión (7), considerando un valor del parámetro de persistencia de los beneficios anormales igual a 1 ($\omega = 1$) y asumiendo la transitoriedad de la otra información, $\gamma = 0$, el modelo queda expresado del siguiente modo:

$$V_t = \frac{f_t^{t+1}}{r} \quad (19)$$

M3: Modelo 3 (propuesta de estimación de los beneficios anormales mediante el bootstrap)

La estimación de los beneficios anormales mediante el bootstrap, se apoya en que los beneficios anormales esperados para $t+1$ son los beneficios anormales medios. Para la estimación de estos se utilizan técnicas bootstrap, $E[x_{t+1}^a] = E(\bar{x}^a)$. Si se considera total persistencia de los beneficios anormales, el modelo de beneficios anormales queda expresado de la siguiente forma:

$$V_t = bv_t + \frac{E(\bar{x}^a)}{r} \quad (20)$$

5 ANÁLISIS EMPÍRICO

5.1.- Datos

La aplicación empírica del método propuesto se ha realizado utilizando una muestra compuesta por las empresas no financieras que cotizaban en el mercado continuo en los años 2001 a 2004 y cuyo cierre fuera el 31 de diciembre. Se han eliminado todas las

empresas que no cotizaban en los cuatro años consecutivamente, aquellas que no se disponía de información para poder realizar el análisis y las empresas cuyo cierre del ejercicio era distinto al 31 de diciembre. El total de observaciones que constituye la muestra asciende a 232. En la tabla 1 y 2 se muestra la composición de la muestra y la distribución por sectores.

En el estudio han sido empleados dos tipos de datos: información contable (recursos propios, capital social, beneficios ordinarios y número de acciones ordinarias en circulación) y precios de mercado de las acciones. Los datos contables para los ejercicios 1995 a 2004 fueron obtenidos de la base de datos SABI.

Para las acciones se tomaron los precios de cierre del mercado. En la línea de otros trabajos, como por ejemplo el de Giner y Iñiguez (2006b), en el presente estudio se han utilizado los precios de las acciones a fecha de cierre fiscal.

Las previsiones de los beneficios por parte de los analistas se han obtenido de la base de datos JCF Quant.

TABLA 1.- SELECCIÓN DE LA MUESTRA

Período de la muestra 2001-2004	
Total empresas inicial	384
Empresa eliminadas por no cotizar en todo el periodo de análisis (2001-2004)	32
Empresas eliminadas por cierre distinto a 31 de diciembre	20
Empresas que falta información contable para realizar el análisis	100
Total empresas años 2001-2004	232

TABLA 2.- DISTRIBUCIÓN DE LAS EMPRESAS DE LA MUESTRA POR SECTOR

Sector	Nº empresas
Agua y otros	4
Alimentación y bebidas	31
Textil, vestido y calzado	12
Papel y artes gráficas	16
Productos farmacéuticos	8
Otros bienes de consumo	9
Petróleo	8
Electricidad y gas	20
Mineral, metales y transformación	12
Bienes de equipo	20
Construcción	28
Materiales construcción	4
Industria química	6
Ingeniería y otros	4
Telecomunicación y otros	4
Electrónica y software	8
Inmobiliaria y otros	6
Ocio, turismo y hostelería	8
Medios de comunicación y publicidad	8
Transportes y distribución	8
Otros servicios	8
Total empresas años 2001-2004	232

En la tabla 3 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los modelos (M1, M2 y M3) para pronosticar el valor de las acciones.

TABLA 3.- ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES DE LOS MODELOS (2001-2004)

	Media	Mediana	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
V_t	13,27	10,29	11,05	0,34	65,1
bv_t	7,92	6,23	6,89	0,27	48,65
r	0,10	0,10	0,003	0,09	0,10
\bar{x}_t^a	0,29	0,21	0,60	-1,67	2,43
x_t^a	0,43	0,22	1,00	-2,39	3,23
f_t^{t+1}	0,92	0,64	0,88	-0,46	4,43

donde V_t es el precio de las acciones al final del año t , bv_t son los recursos propios por acción en el momento t ; r es el coste de capital, \bar{x}_t^a son los beneficios anormales por acción estimados para el periodo t mediante el bootstrapping; x_t^a son los beneficio anormales por acción del periodo t y f_t^{t+1} es la previsión de los beneficios de los analistas por acción en t para el periodo $t+1$

5.2. Cálculo de los resultados anormales mediante el bootstrapping

El cálculo de los resultados anormales se realiza a partir de la diferencia entre los beneficios y los rendimientos esperados por los accionistas ajustados al nivel de riesgo de cada empresa (expresión 3). En relación con la tasa de retorno o coste de capital (r) a aplicar, en la literatura se pueden encontrar diversos criterios. En este sentido, Ota (2002), McCrae y Nilsson (2001), Amor (2004), Giner y Iñiguez (2006a,c) utilizan tasas de retorno distintas para cada una de las empresas: la rentabilidad calculada a través del modelo CAPM. Por otra parte, García Ayuso y Monterrey (1998) y Dechow et al. (1999) emplean una tasa de retorno fija, tanto en el tiempo como por empresa, mientras que Myers (1999) ajusta la tasa de retorno en dos componentes: un interés fijo más una prima de riesgo que se ajusta según al sector al que pertenece la empresa.

En el presente trabajo, se ha utilizado una tasa de retorno o coste de capital (r) constante para todas las empresas y que varía en función del horizonte temporal. Esta tasa de retorno se calcula de acuerdo con la expresión (21):

$$r_t = rf_t + pr \quad (21)$$

donde rf_t es el tasa de interés libre de riesgo en el periodo t y pr la prima de riesgo. Como tasa de interés libre de riesgo se ha tomado la rentabilidad media de los bonos del tesoro. La prima de riesgo empleada⁵ es del 6%.

Utilizando las expresiones (3) y (21) se han obtenido, para cada empresa, estimaciones de los beneficios anormales para los años 1996 a 2004 (es decir, se han obtenido los resultados anormales de cada empresa para un total de 9 ejercicios). Estos resultados anormales se han dividido por la cifra de capital social. Se ha utilizado esta magnitud y no el número de acciones ya que, en caso de haber utilizado esta última opción la existencia de *splits* y cambios de nominal provocaría que los resultados por acción no fuesen comparables entre distintos ejercicios. La utilización de la cifra de capital social salva este inconveniente sin necesidad de introducir ajustes adicionales.

El beneficio anormal por unidad monetaria de capital social es la variable que se ha utilizado para el proceso de *bootstrapping*. Para cada empresa, se han obtenido 1.000 muestras⁶ de 6 elementos cada una, para el primer año de estimación, 2001. Estas muestras se han obtenido a partir de los beneficios anormales correspondientes a los años 1996 a 2001, mediante el procedimiento de extracción de elementos con remplazamiento. En los sucesivos años estimados (2002 a 2004) las muestras incorporan elementos

(5) Los resultados obtenidos no varían significativamente con la utilización de otros valores para la prima.

(6) Efron y Tibshirani (1998, p. 52) indican que dicho número de muestras deberá ser superior a 200 para obtener buenas estimaciones de error estándar.

adicionales. De este modo, para la estimación de los beneficios anormales del 2002, se han utilizado 1.000 muestras de 7 elementos cada una, utilizando los beneficios anormales correspondientes a los años 1996 a 2002 (7 elementos). Y para el año 2004, 1.000 muestras de 9 elementos cada una, empleando los beneficios anormales de los años 1996 a 2004. En cada una de estas muestras se ha calculado el valor promedio, obteniéndose de esta forma una distribución estadística de la media de los beneficios anormales por unidad monetaria de capital.

De la distribución generada se ha tomado el valor medio, que no es sino el valor esperado de la media de beneficios anormales. Este valor medio se ha multiplicado por la cifra de capital social del año a estimar y, posteriormente, se ha dividido por el número de acciones en circulación en el mencionado año. De este modo se ha obtenido, para cada empresa, una estimación de la esperanza matemática del beneficio anormal por acción. Para obtener el valor actual de los beneficios anormales, se ha utilizado el coste de capital empleado en la determinación de los beneficios anormales, expresión (21).

5.3 Análisis de la capacidad predictiva

En este apartado, vamos a analizar la capacidad de predicción del modelo propuesto para la estimación de los beneficios anormales mediante la utilización del bootstrapping (modelo 3) y los dos modelos de Ohlson (1995) mencionados en apartados anteriores.

Para medir la precisión de las predicciones de los modelos se han utilizado dos medidas: los errores de predicción medios (EM) y los errores absolutos medios de predicción (EAM). Los errores de predicción medios (EM) se calculan como el promedio de los errores de predicción individuales (EM_i):

$$EM_i = \frac{V_t - V_t^*}{V_t} \quad (22)$$

donde V_t es el precio de la acción en el momento t ; y V_t^* es el valor estimado para el precio de la acción en el momento t calculado con los modelos utilizados. Esta medida refleja el signo medio de los errores. Si los errores de valoración medios (EM) son positivos, indica que los modelos, por término medio, infravaloran los precios de las acciones. Mientras que si son negativos, implica que los modelos sobreestiman los precios de las acciones.

Los errores absolutos medios de predicción (EAM) calculados como promedio de los valores absolutos de la expresión (22), reflejan la precisión del modelo en la predicción de los precios. Serán mejores las predicciones de aquellos modelos que presenten menores valores en esta medida.

En la tabla 4 se presentan los errores de predicción medios (EM) y absolutos (EAM), para los años utilizados. Los resultados muestran que los errores de predicción medios (EM), para todos los años y para los tres modelos son positivos. Esto indica que los tres modelos infravaloran los precios de las acciones. Estos resultados son consistentes con los trabajos de Dechow et al. (1999), McCrae y Nilsson (2001) y Giner y Iñiguez (2006b). Los errores de predicción medios (EM) para el total de la muestra son de 0,26, 0,29 y 0,16 para los modelos 1, 2 y 3 respectivamente. Tal y como se puede apreciar, el modelo 3 (que calcula los beneficios anormales mediante el bootstrap) presenta un error menor (0,16) que el resto de modelos.

En cuanto a la precisión, en un análisis preliminar la tabla 4 parece sugerir que el modelo 2 obtiene menores errores absolutos medios (EAM) (0,40), inferiores al modelo 1, (0,60) y al modelo 3, (0,44).

TABLA 4.- ERRORES DE VALORACIÓN DE LOS MODELOS

	Modelo 1 $V_t = bv_t + \frac{x_t^e}{r}$		Modelo 2 $V_t = \frac{f_t^{t+1}}{r}$		Modelo 3 $V_t = bv_t + \frac{E(x^e)}{r}$	
	EM	EAM	EM	EAM	EM	EAM
2004	0,2067	0,4903	0,3709	0,3907	0,3348	0,4497
2003	0,3739	0,6895	0,3696	0,3987	0,2526	0,4381
2002	0,2142	0,6142	0,2431	0,3660	0,0053	0,4820
2001	0,2622	0,6348	0,2050	0,4469	0,0539	0,4167
Total	0,2642	0,6072	0,2972	0,4006	0,1616	0,4466

EM son los errores de predicción medios $EM = V_t - V_t^i / V_t$

EAM son los errores absolutos medios de predicción. $EAM = |EM|$

V_t es el precio de las acciones al final del año t ; V_t^i es la predicción del valor de las acciones en el momento t utilizando los modelos de valoración; r es el coste de capital, bv_t es el valor de los recursos propios por acción en el momento t ; \bar{x}_t^e son los beneficios anormales por acción estimados para el periodo t mediante el bootstrapping; x_t^e son los beneficio anormales por acción del periodo t y f_t^{t+1} es la previsión de los beneficios futuros por acción en t para el periodo $t+1$

No obstante, esta percepción preliminar en cuanto a la precisión de los modelos debe ser confirmada en términos estadísticos. Para ello, se ha realizado un contraste de diferencia de medias. Los resultados de los contrastes evidencian diferencias significativas de los errores absolutos medios (EAM) entre los modelos 1 versus 2, y los modelos 1 versus 3. Estos resultados indican que el modelo de Ohlson (1995) con la dinámica lineal de la información (LIM) que incorpora la variable “otra información” (modelo 2) y el modelo que estima los beneficios anormales mediante el bootstrapping (modelo 3) realizan mejores predicciones que el modelo de Ohlson (1995) que no considera la variable “otra

información” y con beneficios anormales permanentes. Sin embargo, los resultados no permiten rechazar la igualdad de medias entre los modelos 2 y 3 (ver tabla 5). Esto es la capacidad predictiva de ambos modelos es similar.

TABLA 5.- CONTRASTES DE DIFERENCIAS DE LOS ERRORES ABSOLUTOS MEDIOS DE PREDICCIÓN

	<i>EAM</i>
Modelo 1 <i>versus</i> 2	3,87*
Modelo 1 <i>versus</i> 3	2,69*
Modelo 2 <i>versus</i> 3	1,19

* estadísticamente significativo al 1%

Los valores que aparecen en la tabla son el estadístico *t* de contraste de igualdad de medias en los errores de valoración *EM* son los errores de predicción medios $EM = V_t - V_t^* / V_t$, *EAM* son los errores absolutos medios de predicción. $EAM = |EM|$

Con objeto de comprobar si esta igual de la capacidad predictiva se mantiene en aquellos casos en que los modelos infravalorar o/y sobrevaloran, se ha realizado un análisis de los errores de predicción de los modelos 2 y 3, en función del signo (infravaloración, $V > V^*$, y sobrevaloración, $V < V^*$). Como puede observarse en la tabla 6, los errores absolutos medios, *EAM*, del modelo 2 tienen menor magnitud que los del modelo 3, tanto para los casos de infravaloración (0,41 y 0,44) como de sobrevaloración (0,31 y 0,44) del precio de las acciones. Sin embargo, tal y como muestra la tabla 7, no existen diferencias estadísticamente significativas entre las medias, ni cuando el modelo infravalora ni cuando el modelo sobrevalora. Estos resultados evidencian, que la capacidad predictiva del modelo 3, basada en la técnica de bootstrapping y propuesto en el presente trabajo es similar a la del modelo 2, basado en las previsiones de los beneficios realizadas por los analistas.

TABLA 6.- ERRORES DE VALORACIÓN SEPARADOS POR $V > V^*$ Y $V < V^*$

	<i>EAM</i> $V > V^*$	<i>EAM</i> $V < V^*$	<i>EAM</i> <i>TOTAL</i>
Modelo 2	0,4172	0,3158	0,4006
Modelo 3	0,4466	0,4467	0,4466

EM son los errores de predicción medios $EM = V_t - V_t^* / V_t$
EAM son los errores absolutos medios de predicción. $EAM = |EM|$
V es el precio de la acción en *t*
*V** es la predicción del valor de las acciones en el momento *t*

TABLA 7.- CONTRASTES DE MEDIAS SEPARADOS POR ERRORES $V > V^*$ Y $V < V^*$

	<i>EAM</i> $V > V^*$	<i>EAM</i> $V < V^*$
Modelo 2 versus 3	0,64	1,56

Los valores que aparecen en la tabla son el estadístico *t* de contraste de igualdad de medias en los errores de valoración. EM son los errores de predicción medios $EM = V_t - V_t^* / V_t$. EAM son los errores absolutos medios de predicción. $EAM = |EM|$. V es el precio de la acción en t. V* es la predicción del valor de las acciones en el momento t.

6 CONCLUSIONES

En el presente trabajo se realiza una propuesta metodológica para estimar los beneficios anormales esperados que necesita el modelo de Ohlson (1995) para poder ser aplicado. Utilizando técnicas de remuestreo, a partir de un número pequeño de observaciones se consigue generar la distribución estadística de un parámetro característico (la media) de la población objeto de estudio (la constituida por los beneficios anormales pasados, presentes y futuros de la empresa). La distribución de este parámetro permite obtener un valor esperado para el mismo. Este se utiliza en el modelo de Ohlson (1995) como estimación del beneficio anormal esperado para el periodo posterior.

Asimismo, el método propuesto posibilita la obtención de intervalos de confianza para el parámetro calculado (estimación del beneficio anormal esperado para el periodo posterior) a partir de los cuales se pueden calcular intervalos de confianza para el precio de las acciones. Estos intervalos se pueden inferir utilizando tanto un enfoque paramétrico como uno no paramétrico.

Para contrastar el método propuesto (modelo 3) se ha analizado su capacidad predictiva y se ha comparado la misma con la de otros dos modelos de Ohlson (1995): uno que asume un parámetro de persistencia igual a 1 y que no considera la variable otra información (modelo 1); y otro que asumiendo el mencionado valor para el parámetro de persistencia, sí que toma en consideración la variable de otra información (modelo 2). Los resultados obtenidos muestran que los tres modelos tienden a infravalorar el precio de las acciones, resultados que son consistentes con otros trabajos. Adicionalmente, la capacidad predictiva del modelo 1 es en términos estadísticos inferior a la de los modelos 2 y 3. Entre estos dos últimos, no se han detectado diferencias estadísticamente significativas en cuanto a la capacidad predictiva.

En resumen, la metodología propuesta permite utilizar el modelo de Ohlson sin necesidad de recurrir a predicciones subjetivas de los resultados, de analistas para empresas

cotizadas o de la propia dirección para no cotizadas. Es mas, los contrastes realizados muestran que el método propuesto, proporciona resultados tan buenos como los de los modelos que utilizan las predicciones de los analistas. El presente trabajo abre futuras líneas de investigación en la valoración de acciones, especialmente para aquellas empresas, como las pequeñas y medianas, que no pueden contar con previsiones de analistas sobre sus beneficios futuros

ANEXO

EJEMPLO DE LA ESTIMACIÓN DE INTERVALOS DE CONFIANZA DE PRECIOS MEDIANTE EL BOOTSTRAP

El proceso de remuestro, expuesto en el apartado 3 del trabajo, permite conocer, mediante la inferencia realizada, la distribución de la media de los beneficios anormales. De este modo, la estimación del precio de las acciones a través del método propuesto se podría realizar no solo de modo puntual sino también a partir de un intervalo que llevaría asociado un nivel de confianza calculado a partir de la distribución bootstrap de los valores medios del beneficio anormal.

En el presente anexo se expone la estimación de estos intervalos. A modo de ejemplo, se ha realizado la estimación para la empresa Abengoa de los años 2001 a 2004.

Partiendo de la distribución estadística de los beneficios anormales medios mediante el método del bootstrap, se han estimado los intervalos de confianza de los beneficios anormales medios. Las figuras 1 a 4 reflejan la distribución bootstrap de los beneficios anormales medios para los cuatro años.

FIGURA 1.-

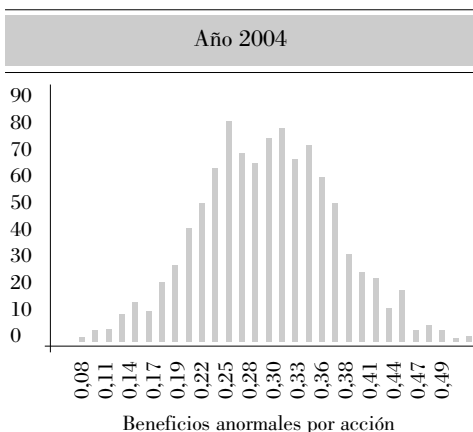
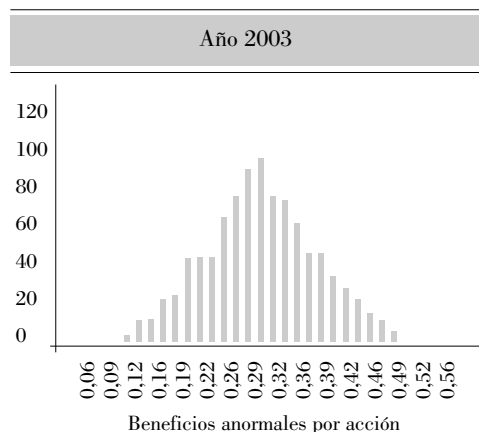


FIGURA 2.-



La estimación de los intervalos de confianza puede hacerse bajo dos enfoques: un enfoque paramétrico y otro no paramétrico. Bajo el enfoque paramétrico, hay que asumir que la distribución de la variable a predecir (beneficios anormales medios) sigue un comportamiento de una distribución paramétrica (Normal, t de Student,). Esta hipótesis no es necesaria para el enfoque no paramétrico.

FIGURA 3.-

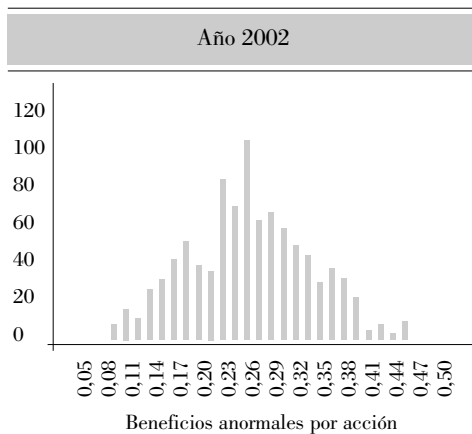
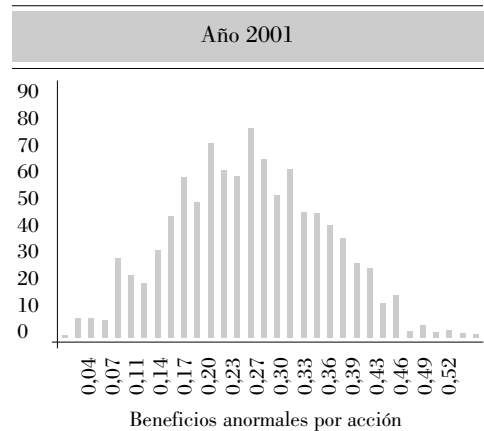


FIGURA 4.-



La construcción de los intervalos bajo el enfoque paramétrico, asumiendo normalidad en la distribución de beneficios anormales medios, se obtiene del siguiente modo (A1)

$$\hat{x}^a \pm z_\alpha \cdot \hat{\sigma}^a \tag{A1}$$

donde \hat{x}^a es la estimación del beneficio anormal medio de la distribución. z_α es el parámetro de la distribución N (0,1) asociado a un nivel de probabilidad α y $\hat{\sigma}^a$ es la desviación típica estimada de la distribución de beneficio anormal medio estimado, \hat{x}^a .

Dentro de un enfoque no paramétrico, la construcción de los intervalos se realiza mediante el cálculo de percentiles asociados a un nivel de confianza deseado (A2):

$$\left[\hat{x}^{a,\alpha} ; \hat{x}^{a,1-\alpha} \right] \tag{A2}$$

donde $\hat{x}^{a,\alpha}$ es el valor de percentil asociado a un nivel de confianza α de la distribución del beneficio anormal medio, siendo el límite inferior del intervalo de confianza, y $\hat{x}^{a,1-\alpha}$ es el valor de percentil asociado a un nivel de confianza $1-\alpha$ de la distribución del beneficio anormal medio, siendo el límite superior.

En la tabla A1 se presenta la estimación de los intervalos de confianza de los beneficios anormales de la empresa Abengoa, para los años 2001 a 2004, bajos los dos enfoques: paramétrico (asumiendo que la distribución generada de los beneficios anormales mediante el método bootstrap se distribuye como una normal) y no paramétrico. Se ha utilizado un nivel de confianza del 90%.

TABLA A1.- INTERVALOS DE CONFIANZA DE LOS BENEFICIOS ANORMALES MEDIOS ESTIMADOS

Año	\hat{x}^a	$\hat{\sigma}^a$	Paramétrico $[\hat{x}_{p,li}^a - \hat{x}_{p,ls}^a]$	No paramétrico $[\hat{x}_{np,li}^a - \hat{x}_{np,ls}^a]$
2001	0,2502	0,0897	[0,1032; 0,3973]	[0,1002; 0,4063]
2002	0,2389	0,0782	[0,1107; 0,3671]	[0,1166; 0,3699]
2003	0,2785	0,0757	[0,1543; 0,4027]	[0,1520; 0,4045]
2004	0,2951	0,0699	[0,1805; 0,4098]	[0,1821; 0,4109]

\hat{x}^a es la media estimada de la distribución bootstrap de los beneficios anormales, $\hat{\sigma}^a$ es la desviación típica estimada del beneficio anormal estimados mediante bootstrap

$[\hat{x}_{p,li}^a - \hat{x}_{p,ls}^a]$ es el intervalo de confianza de los beneficios anormales medios estimados bajo un enfoque paramétrico, asumiendo normalidad en la distribución bootstrap.

$[\hat{x}_{np,li}^a - \hat{x}_{np,ls}^a]$ es el intervalo de confianza de los beneficios anormales medios estimados bajo un enfoque no paramétrico, El nivel de confianza utilizado es del 90%.

Una vez estimado los intervalos de confianza de los beneficios anormales medios, estos pueden ser introducidos en la expresión (17) que va a permitir una predicción del valor de la acción entre un rango de valoración. La tabla A2 y A3 presentan la estimación del los intervalos de confianza de los precios.

TABLA A2.- ESTIMACIÓN DE INTERVALOS DE CONFIANZA DEL PRECIO DE LAS ACCIONES UTILIZADO LA DISTRIBUCIÓN BOOTSTRAP BAJO EL SUPUESTO DE NORMALIDAD

Año	V_t	bv_t	$\left[\hat{X}_{p,li}^a / r_t - \hat{X}_{p,ls}^a / r_t \right]$	$V_{p,li}^* - V_{p,ls}^*$
2001	6,91	4,013	[0,962; 3,706]	[4,976; 7,719]
2002	5,60	3,996	[1,039; 3,447]	[4,925; 7,333]
2003	5,77	4,176	[1,522; 4,145]	[5,698; 8,321]
2004	7,27	5,335	[1,831; 4,156]	[7,166; 9,491]

donde V_t es el precio de las acciones al final del año t , bv_t son los recursos propios por acción en el momento t $\left[\hat{X}_{p,li}^a / r_t - \hat{X}_{p,ls}^a / r_t \right]$ es el intervalo de confianza de los beneficios anormales medios estimados actualizados, bajo un enfoque paramétrico,

$V_{p,li}^* - V_{p,ls}^*$ es el intervalo de confianza del precio estimado de las acciones, bajo un enfoque paramétrico.

Según se puede apreciar en estas tablas, el precio real de la acción esta dentro del intervalo de confianza estimado.

TABLA A3.- ESTIMACIÓN DE UN INTERVALO DE CONFIANZA DEL PRECIO DE LAS ACCIONES UTILIZADO LA DISTRIBUCIÓN BOOTSTRAP CON UN ENFOQUE NO PARAMÉTRICO

Año	V_t	bv_t	$\left[\hat{X}_{np,li}^a / r_t - \hat{X}_{np,ls}^a / r_t \right]$	$V_{p,li}^* - V_{p,ls}^*$
2001	6,91	4,013	[0,933; 3,790]	[4,946; 7,803]
2002	5,60	3,996	[1,095; 3,473]	[4,981; 7,359]
2003	5,77	4,176	[1,499; 3,989]	[5,676; 8,166]
2004	7,27	5,335	[1,847; 4,167]	[7,182; 9,503]

donde V_t es el precio de las acciones al final del año t , bv_t son los recursos propios por acción en el momento t $\left[\hat{X}_{np,li}^a / r_t - \hat{X}_{np,ls}^a / r_t \right]$ es el intervalo de confianza de los beneficios anormales medios estimados actualizados, bajo un enfoque no paramétrico,

$V_{p,li}^* - V_{p,ls}^*$ es el intervalo de confianza del precio estimado de las acciones, bajo un enfoque no paramétrico.

BIBLIOGRAFÍA

- Alonso, A.M., Peña, D. y Romo, J. (2002): “Una revisión de los métodos de remuestreo en series temporales”, *Estadística Española*, Vo. 44, n° 150: 133-159.
- Amor, B. (2004): Valoración de empresas: el EBO en la valoración de acciones. Hacia una propuesta para su aplicación. Universidad de León.
- Bar-Yosef, S., Callen, J. and Livnat, J. (1996): “Modelling dividends, earnings and book value equity: an empirical investigation of the Ohlson valuation dynamics”, *Review of Accounting Studies*, 1: 207-224.
- Callen, J. L. y Morel, M. (2001): “Linear accounting valuation when abnormal earnings are AR (2)”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16: 191-203.
- Dechow, P., Hutton, A. y Sloan, R. (1999): “An empirical assessment of the residual income valuation model”, *Journal of Accounting and Economics*, 26: 1-34.
- Efron, B. y Tibshirani, R. J. (1998): *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall, Boca Raton, Florida.
- Feltham, G. A. y Ohlson, J. A. (1995): “Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities”, *Contemporary Accounting Research*, 11: 689-732.
- Feltham, G. A. y Ohlson, J. A. (1999): “Residual earnings valuation with risk and stochastic interest rates”, *The Accounting Review*, 74, 2: 165-183.
- García-Ayuso, M. y Monterrey, J. (1998): “El modelo de valoración Edwards-Bell-Ohlson (EBO): Aspectos teóricos y evidencia empírica”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 96, julio-septiembre: 751-785.
- Giner, B. y Iñiguez, R. (2006a): “La capacidad de los modelos Feltham-Ohlson para predecir el resultado anormal: Una aplicación empírica”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXV, n° 132: 729-759.
- Giner, B. y Iñiguez, R. (2006b): “Aplicación de los modelos Feltham-Ohlson a la valoración de activos en el mercado español”, *Revista de Economía Financiera*, n° 8: 56-93.
- Giner, B. y Iñiguez, R. (2006c): “An empirical assessment of the Feltham-Ohlson models considering the sign of abnormal earnings”, *Accounting and Business Research*, Vol. 36. n° 3: 169-190.
- Grerory, A., Saleh, W. y Tucker, J. (2005): “A UK test of an inflation-adjusted Ohlson Model”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 32(3) & (4): 487-534.
- Hand, J. y Landsman, W. (1998): “Testing the Ohlson model: v or not v, that is the question”, *Working paper*, Universidad de North California.
- McCrae, M. y Nilsson, H. (2001): “The explanatory and predictive power of different specifications of the Ohlson (1995) valuation models”, *The European Accounting Review*, 10, 2: 315-341.
- Morel, M (1999): “Multi-lagged specification of the Ohlson model”, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 14: 147-162.
- Myres, J. (1999): “Implementing residual income valuation with linear information dynamics”, *The Accounting Review*, 74: 1-28.

- Ohlson, J. A. (1995): "Earnings, book values and dividends in security valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11: 661-687.
- Ohlson, J. A. (2001): "Earning, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18. n° 1: 107-120.
- Ota, K. (2002): "A test of the Ohlson (1995) model: Empirical evidence from Japan", *The International Journal of Accounting*, 37: 157-182.
- Williams, J. (1938): *The theory of investment value*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

